

مقترح لتطويع النماذج الإحصائية للاستخدام  
في التحليل الاستنتاجي للبيانات النوعية

مقترح بحث  
ضمن متطلبات الحصول على درجة دكتوراه  
الفلسفة في الإحصاء التطبيقي

إعداد الباحث  
جمال محمد شاكر محمد إبراهيم

- ج.م.م
- مقترح لتطويع النماذج الإحصائية للاستخدام في التحليل الاستنتاجي للبيانات النوعية/ جمال محمد شاكر محمد إبراهيم - الشارقة : شرطة الشارقة، إدارة مركز بحوث الشرطة، 2016م.
- 278 ص ؛ 24 سم. \_ ( مركز بحوث الشرطة ؛ 189 )
- البحث ضمن متطلب الحصول على درجة الدكتوراه الفلسفة في الاحصاء التطبيقي
- 1- الإحصاء التطبيقي 2- الاستدلال الإحصائي
- 3- المنهجيات التجريبية أ- العنوان

ISBN978-9948-495-23-9

تمت الفهرسة بمعرفة مكتبة الشارقة  
مادة الإصدارات تعبر عن آراء كاتبها  
وليس بالضرورة عن رأي مركز بحوث الشرطة

حقوق الطبع محفوظة لشرطة الشارقة / مركز بحوث الشرطة

الطبعة الأولى 1436هـ - 2016م

ص. ب: 29 ، الشارقة - الإمارات العربية المتحدة

هاتف: 5982222 - 009716 براق: 5382013 - 009716

E-mail: prc@shjpolice.gov.ae Website : www.shjpolice.gov.ae



قال تعالى:

الذين آمنوا ولم يلبسوا إيمانهم بظلم أولئك لهم الأمن وهم مهتدون

سورة الأنعام / الآية (82)

أصل هذا البحث رسالة للحصول على درجة  
دكتوراه الفلسفة في الإحصاء التطبيقي من  
جامعة المنصورة بجمهورية مصر العربية

## الخطة الاستراتيجية لوزارة الداخلية

2014 - 2016م

### • الرؤية :

أن تكون دولة الإمارات العربية المتحدة من أفضل دول العالم أمناً وسلامة.

### • الرسالة :

أن نعمل بكفاءة وفعالية لتعزيز جودة الحياة لمجتمع الإمارات من خلال تقديم خدمات الأمن والمرور والإصلاح والإقامة وضمان سلامة الأرواح والممتلكات.

### • القيم :

- 1- العدالة.
- 2- العمل بروح الفريق.
- 3- التميز.
- 4- حسن التعامل.
- 5- النزاهة.
- 6- الولاء.
- 7- المسؤولية المجتمعية.

### • الأهداف الاستراتيجية :

- 1- تعزيز الأمن والأمان.
- 2- ضبط أمن الطرق.
- 3- تحقيق أعلى مستويات السلامة للدفاع المدني.
- 4- ضمان الاستعداد والجاهزية في الكوارث والأزمات.
- 5- تعزيز ثقافة الجمهور بفاعلية الخدمات المقدمة.
- 6- الاستخدام الأمثل للمعلومات الأمنية.
- 7- ضمان تقديم كافة الخدمات الإدارية وفق معايير الجودة والكفاءة والشفافية.



يقوم مركز بحوث شرطة الشارقة بإصدار ونشر سلسلة من الدراسات في مختلف مجالات العمل الأمني والشرطي.

### شروط النشر

1. الأصالة في مجال العلوم الشرطية والأمنية والتخصصات الأخرى ذات الصلة، وأن تكون الدراسة لم يسبق نشرها من قبل.
2. مراعاة قواعد وأصول البحث العلمي من حيث الأسلوب والنظرية والمنهج.
3. أن تتضمن الدراسة الرجوع إلى المصادر العلمية الحديثة.
4. أن تكتب الدراسة وتطبع بلغة عربية سليمة ويرفق معها ملخص باللغتين العربية والإنجليزية وألا يقل حجم الدراسة عن أربعين صفحة.
5. يلتزم الباحث بعدم إرسال دراسته إلى أي جهة أخرى للنشر حتى يصل إليه رد المركز وتعطى الأولوية للنشر حسب الأسبقية الزمنية للتحكيم.
6. لا يلتزم المركز برد أصل الدراسة سواء تم نشرها أم لا.
7. تخضع الدراسات للتحكيم وتقرر الهيئة العلمية المشرفة على الإصدارات صلاحية الدراسة للنشر بناء على رأي ثلاثة محكمين متخصصين.





## هيئة التحرير المشرفة على إصدارات مركز بحوث شرطة الشارقة :

• المشرف العام: العميد / سيف محمد الزري الشامسي  
قائد عام شرطة الشارقة

• رئيس التحرير: العقيد الدكتور / خالد حمد الحمادي  
مدير إدارة مركز بحوث شرطة الشارقة

• مدير التحرير: الرائد / عبدالله محمد المليح  
رئيس قسم البحث العلمي  
بمركز بحوث شرطة الشارقة

• الإشراف التنفيذي : الرائد / طلال حسن بن هديب  
رئيس قسم التعاون والدعم العلمي  
بمركز بحوث شرطة الشارقة

• الإشراف الفني : الملازم أول / أحمد نشأت الجابي



## أعضاء الهيئة العلمية المشرفة على إصدارات مركز بحوث شرطة الشارقة:

- الرائد / عبدالله محمد المليح  
رئيس قسم البحث العلمي
- أ.د. ممدوح عبد الحميد عبد المطلب  
رئيس شعبة بحوث العدالة الجنائية
- د. قاسم أحمد عامر  
رئيس شعبة الدراسات الإحصائية
- د. نواف وبدان الجشعمي  
رئيس شعبة الرصد الأمني
- خير. صلاح الدين عبد الحميد  
رئيس شعبة بحوث الأمن العام
- د. أبو بكر مبارك عبدالله  
فرع الاستراتيجية والتميز



تمثل مناهج البحث العلمي السبيل الرئيسي لإقامة الحضارات واستباق الأمم. كما أنها تعد الأداة الأولى في تطوير تحديات الحاضر واستشراف المستقبل.

ويعد مركز بحوث شرطة الشارقة بالقيادة العامة لشرطة الشارقة أحد المراكز البحثية بالدولة والتي تتطلع بدور مهم في رصد كافة الظواهر الاجتماعية والأمنية وبحث أفضل الآليات للاستفادة من إيجابياتها ووآد سلبياتها لضمان استمرار ركب التنمية والتقدم ، كما يقوم المركز من خلال دراساته في مختلف جوانب الحياة الاجتماعية والقانونية والأمنية وبالتعاون والتنسيق مع المراكز البحثية الأخرى بالدولة وخارج الدولة بتقديم أفضل الحلول والمقترحات لكافة قضايا المجتمع.

وفي هذا الصدد تتعدد صور النشاط العلمي لمركز البحوث ما بين مؤتمرات وندوات وعقد دورات وحلقات ومحاضرات ومنشورات علمية ، وهو الأمر الذي يسهم بلا ريب في إثراء مجالات الفكر العلمي والأمني المختلفة وتقديم المشورة الفاعلة لمتخذي القرار وتوفير قاعدة علمية متميزة لكافة الباحثين والعاملين في مجالات العمل الاجتماعي والقانوني والأمني المختلفة للنهل منها وتقديم كل ما هو نافع ومفيد للحفاظ على مكتسبات المجتمع وأمنه.

والله ولي التوفيق،،،

العميد / سيف محمد الزري الشامسي

قائد عام شرطة الشارقة



في إطار تفعيل دور مراكز البحوث الأمنية ، يصدر مركز بحوث شرطة الشارقة مجموعة من الدراسات والبحوث في مجالات الأمن بمفهومه الشامل بهدف تكوين ثقافة أمنية لدى العاملين في الجهاز الشرطي، ودعم الدور المجتمعي في مجالات مكافحة الجريمة ، كما أنها وفي الوقت ذاته تمُد صاحب القرار الأمني بقاعدة بيانات علمية دقيقة تساعد في اتخاذ القرار السليم.

وتتضمن إصدارات عام 2016م عدداً من الدراسات والأبحاث المتميزة التي جاءت استجابة للتحديات الأمنية والمجتمعية وتصدياً للجرائم المستحدثة وملبية للتوجه الوطني والمؤسسي نحو التميز الاستراتيجي مواكبة للتطورات العالمية والمتمثلة في العولمة وإفرازاتها وتعالج قضايا أمنية وإدارية، بالإضافة إلى موضوعات قانونية واجتماعية.

ويسعى هذا الإصدار إلى تحديد المتغيرات التفسيرية التي يثبت أن لها علاقة بظاهرة الخوف من الجريمة بين طلبة الجامعات المصرية، هذا بالإضافة إلى السعي إلى صياغة نماذج إحصائية لتحليل متعدد المستويات.

نأمل أن تشكل هذه الدراسات بجانب الفعاليات العلمية التي يقدمها مركز بحوث الشرطة زاداً فكرياً ومعرفياً يعود بالنفع على كافة المواطنين والمقيمين في دولة الإمارات العربية المتحدة وفي أرجاء وطننا العربي والمهتمين والمختصين بهذا المجال.

العقيد الدكتور / خالد حمد الحمادي

مدير إدارة مركز بحوث شرطة الشارقة





## المحتويات

19	..... مستخلص
33	..... مقدمة
34	..... مشكلة البحث
34	..... أهمية البحث
35	..... الدراسات السابقة
44	..... التعليق على الدراسات السابقة
45	..... أهداف البحث
46	..... حدود البحث
46	..... مجتمع البحث
47	..... عينة البحث وطريقة اختيارها
48	..... طريقة سحب العينة
50	..... أداة البحث
50	..... متغيرات الدراسة
69	..... خطة البحث
71	..... الفصل الأول: التحليل متعدد المستويات
71	..... المبحث الأول: أنواع البيانات في التحليل متعدد المستويات
79	..... المبحث الثاني: نماذج التحليل متعدد المستويات
97	..... الفصل الثاني: المعالجة الإحصائية للمتغير التابع ضمن البيانات متعددة المستويات...
98	..... المبحث الأول: النماذج الإحصائية لمعالجة المتغير التابع غير النوعي للبيانات متعددة المستويات
113	..... المبحث الثاني: النماذج الإحصائية لمعالجة المتغير التابع النوعي للبيانات متعددة المستويات..
126	..... المبحث الثالث: تقدير وتقييم معالم نماذج الانحدار اللوجستي متعددة المستويات.....
139	..... الفصل الثالث: التحليل الإحصائي لبيانات الخوف من الجريمة
142	..... المبحث الأول: التحليل الإحصائي لبيانات الخوف من الجريمة وفق المتغير التابع NCS
178	..... المبحث الثاني: التحليل الإحصائي لبيانات الخوف من الجريمة وفق المقياس Ferraro1
218	..... المبحث الثالث: التحليل الإحصائي لبيانات الخوف من الجريمة وفق المقياس Ferraro2
259	..... الفصل الرابع: النتائج والتوصيات
265	..... المراجع



جاء البحث بعنوان "مقترح لتطويع النماذج الإحصائية للاستخدام في التحليل الاستنتاجي للبيانات النوعية" بهدف التعرف على النماذج الإحصائية التي تستخدم ضمن التحليل الاستنتاجي للبيانات متعددة المستويات في حالة أن المتغيرات التابعة نوعية، بغية صياغة نماذج إحصائية تمكن من التنبؤ بمستوى خوف الطالب من الجريمة بناء على ثلاثة مقاييس للخوف من الجريمة بناء على متغيرات تفسيرية في أربعة مستويات. ولاستكمال الجانب التطبيقي تم إعداد استبانة شملت متغيرات تفسيرية لأربعة مستويات من البيانات الهرمية المتداخلة، وكذلك ثلاثة مقاييس مختلفة للخوف من الجريمة. بلغت عينة الدراسة 2363 طالب وطالبة، تم اختيارها من 32 كلية تنتمي إلى 6 جامعات من ثلاثة محافظات هي: الدقهلية - دمياط - بورسعيد. ونسبة استجابة بلغت 73.82%. تم توزيع البيانات على برنامج Excel، واستخدم برنامج SPSS لاختيار أفضل المتغيرات ضمن المستوى الأول ذات العلاقة بكل متغير تابع على حدة، ثم استخدم برنامج MLwiN لتحليل كافة البيانات للمستويات الأربعة. مع إجراء بعض عمليات التطويع للمتغيرات التفسيرية ومقاييس الخوف من الجريمة للحصول على النتائج ضمن عملية التحليل.

خلصت الدراسة إلى أن طبيعة البيانات الهرمية متعددة المستويات هي التي تفرض توظيف التحليل متعدد المستويات، كما أن النماذج الإحصائية لهذا التحليل وكذلك عدد المتغيرات التفسيرية تختلف من نموذج إلى آخر باختلاف طبيعة المتغير التابع. في حين ثبت اختلاف عدد وطبيعة المتغيرات التفسيرية المؤثرة على المتغيرات التابعة نتيجة للعلاقة المنطقية بينها وبين المتغيرات في المستويات المختلفة. وأن

المتغيرات الشخصية الخاصة بالطالب (المستوى الأول) كانت الأكثر تأثيراً على درجة خوفه من الجريمة، وخاصة النوع، وأسبقية تعرض الطالب أو قريب أو صديق لأي نوع من الجرائم، ثم الدراسة مع الاهتمام بالاطلاع على الصحف والمجلات والإنترنت، ثم الدراسة مع مساعدة الأسرة في بعض أنشطتها، وطبيعة المنزل، كذلك طبيعة المدينة التي توجد بها الكلية. حيث أدرجت كافة النتائج في ملف Excel للمساعدة في التنبؤ من خلال نتائج الدراسة. أوصت الدراسة باستخدام المتغيرات التفسيرية المقاسة ضمن التحليل متعدد المستويات والتي يمكن تحديدها بحيادية أكثر بعيداً عن تقديرات المبحوثين، وأن يدرج التحليل متعدد المستويات ضمن المناهج الإحصائية لطلبة الدراسات العليا، مع ضرورة تكرار الدراسات المتعلقة بالخوف من الجريمة على فترات متقاربة، وربط مؤشرات الخوف من الجريمة مع كافة المتغيرات الاجتماعية، لوضع توصيات لتنمية رغبة المجتمع في العمل والإنجاز.

## مقترح لتطويع النماذج الإحصائية للاستخدام في التحليل الاستنتاجي للبيانات النوعية

### A proposal for Adapting Statistical Models for Usage in Deductive Analysis of Qualitative Data

The research is entitled “A Proposal for Adapting the Statistical Models to be used in inferences Analysis for Qualitative data” in order to identify the statistical models which are used within the deductive analysis of multi-level data in the qualitative subsequent variables, for the purpose of formulating a statistical models which make it possible to predict student's fear level of crime based on four measures of fear of crime based on explanatory variables in four levels. Moreover, a questionnaire was prepared to complete the practical side, which included explanatory variables of four levels of overlapping hierarchical data, in addition to four different measures of fear of crime, one of them is proposed by the researcher. The study sample included 2363 male and female students, who were chosen from 32 colleges affiliated to 6 universities from three governorates: Dakahlia, Damiette and Port Said – and with a high return rate of 73.82%. Data was written on Excel, and SPSS program was used in order to choose the best variables within the first level related to each subsequent variable separately. Then, MLwiN program was used for analyzing all data of four levels with adapting the explanatory variables and fear of crime measures to get the results within the analysis process.

The study concluded that the nature of multi-level hierarchical data imposes using multi-level analysis, as well as the statistical models of this analysis. Additionally, the study deduced that the number of explanatory variables from a model to another differ depending on the difference of the subsequent variable nature. Meanwhile, it has been proven that the number and nature of the explanatory variables affecting the subsequent variables are different as a result of the logical relationship between it and the variables in different levels. In addition, the personal variables of (first level) student was the most effective on his fear degree of crime; especially, the type, and whether student, relative, or student has been exposed to any kind of crimes before. Then, studying with interest in inspecting newspaper, magazines, and the internet; then studying along with helping the family in some of its activities, and the nature of house, and also the nature of the city where the college is located. All results were listed in Excel file to help in predicting through the study results. All findings were written in Excel sheet in order to assist in predicting through findings of the study. Besides, the study recommended using the explanatory variables measured within multi-level analysis, which can be identified, in more neutral way, away from the assessments of respondents. In addition, the multi-level analysis will be listed within the statistical curricula of postgraduate students, with the necessity to repeat the studies related to the fear of crime at frequent periods and to connect the fear of crime indicators with all social variables to make recommendations to develop the community desire in work and achievement.

## Abstract



## تعريفات البحث

<b>Hierarchical Linear Models</b> النماذج الخطية الهرمية Multilevel كذلك يطلق عليها النماذج متعددة المستويات models.	<b>HLM</b>
<b>Multilevel Logistic Regression</b> الانحدار اللوجستي متعدد المستويات ويستخدم هذا النوع من الانحدار اللوجستي عندما يكون هناك علاقة بين المتغير التابع (ثنائي أو متعدد القيم) ومتغير تفسيري أو أكثر (سواء كان كمي أو نوعي) ضمن بيانات متعددة المستويات أو بيانات هرمية Hierarchical Structures (HS)، حيث تتوزع المتغيرات التفسيرية بين كافة مستويات البيانات <sup>1</sup> .	<b>MLR</b>
<b>معامل الترجيح</b> : هي عبارة عن طريقة للتعبير عن احتمال حدوث شيء منسوباً إلى احتمال عدم حدوثه، ويعرف على أنه: Odds=P/(1-P) حيث P هي احتمال الحدث، (1-P) هي احتمال عدم الحدث <sup>2</sup> .	<b>Odds</b>
<b>نسبة الترجيح Odds Ratio</b> : وهي النسبة بين معامليْن من معاملات الترجيح $O_1$ والتي تعني نسبة الحدث، $O_2$ التي	<b>OR</b>

<sup>1</sup> Md. HasinurRahaman Khan and J. Ewart H. Shaw, (2011), Multilevel Logistic Regression Analysis Applied to Binary Contraceptive Prevalence Data, *Journal of Data Science* 9, PP 93-110.

<sup>2</sup> Walker, Jonathan (1996). Methodology Application: Logistic Regression Using the CODES Data. Developed For Department of Transportation, National *Highway Traffic Safety Administration (NHTS)*, Washington DC, April 30, 1996, p 33.

<p>تعني نسبة عدم الحدوث وتأخذ الصورة:</p> $OR = \frac{Odds_1}{Odds_2} = \frac{O_1}{O_2}$	
<p><b>اللوجيت:</b> هو اللوغاريتم الطبيعي لمعاملات الترجيح Odds، حيث انه إذا كانت <math>N_1</math> هي عدد الحالات في أحد التصنيفات، و <math>N_2</math> هي عدد الحالات في تصنيف آخر فإن لوجيت اللوغاريتم الطبيعي لنسبة عدد التصنيفات الأولى إلى الثانية كما يلي:</p> $\log t = \log \left( \frac{N_1}{N_2} \right) = \ln \frac{N_1}{N_2} = \ln(Odds) = \ln \left( \frac{P}{1-P} \right) = \ln \left( \frac{P}{q} \right)$	<p><b>Logit</b></p>
<p><b>دالة الإمكان Likelihood Function:</b> هي الدالة التي توظف في تقدير معاملات نموذج الانحدار اللوجستي<sup>3</sup>. وفي حالة تقدير معالم نموذج الانحدار اللوجستي فإن دالة الترجيح تأخذ الشكل:</p> $L = \prod_{\ell=1}^{m_1} P(x) \prod_{\ell=m+1}^n [1 - P(x)]$ <p>يمثل الحالات التي تتصف بصفة معينة وعددها m، و الجزء <math>\prod_{\ell=m+1}^n [1 - P(x)]</math> يمثل الحالات التي لا تتصف بهذه الصفة وعددها (n-m)، وبالتالي فإن n تمثل عدد الحالات الكلية.</p>	<p><b>LF</b></p>
<p><b>طريقة التقدير بدالة الإمكان الأعظم Maximum Likelihood Estimation:</b> وهي الطريقة التي يتم استخدامها في تقدير معالم الانحدار اللوجستي، سواء كان هناك</p>	<p><b>MLE</b></p>

<sup>3</sup>Kleinbaum, David & Klein, Mitchel (2002). *Logistic Regression: a Self-learning Teext*. USA: Springer.



<p>متغير تفسيري واحد أو أكثر من متغير، وتعتمد هذه الطريقة على تعظيم Log likelihood والتي تعكس إمكانية أو أرجحية أن تكون القيم المشاهدة للمتغير التابع يمكن توقعها أو التنبؤ بها من خلال المتغير المستقل أو المتغيرات المستقلة، وفي هذه الطريقة يتم البدء بقيمة أوليه، ثم بإجراء العديد من التكرارات يتم التوصل للمعالم التي تعظم LL لأكبر قيمة ممكنة، والتي عندها لا تتغير قيمة LL في التكرار الحالي عن التكرار السابق<sup>4</sup>.</p>	
<p><b>البيانات النوعية Qualitative Data:</b> وهي البيانات غير الرقمية، سواء كانت كلمات أو نصوص أو صور أو مشاهد فيديو، أصوات، تقارير، حالة أو وضع، ويمكن أن تتحول إلى صورة رقمية من خلال عملية الترميز، والبيانات النوعية ثلاث أنواع هي:</p> <p><b>1- الثنائية Binary:</b> وهي المتغيرات التي لها مجموعتين فقط، تعبر أحدهما عن وجود صفة معينة ويكود لها بالقيمة (1)، والأخرى تعبر عن انعدام الصفة ويكود لها بالقيمة (0)، وهذا النوع من المتغيرات يختلف عن المتغيرات الإسمية والترتيبية<sup>5</sup>.</p> <p><b>1- الإسمية Categorical Variable:</b> وتسمى المتغيرات الإسمية ذات المجموعات غير المرتبة Unordered</p>	<p style="text-align: center;"><b>QD</b></p>

<sup>4</sup> Hosmer, David W. & Lemeshow, Stanley (2000). *Applied Logistic Regression. 2nd edition*. New York: Johnson, Wiley & Sons, Inc.

<sup>5</sup> Forrest W. Young, (1981), Quantitative Analysis Of Qualitative Data, *Psychometrika*, Vol. 46, No. 4. December, Pp. , 357- 388, p. 364.

<p>Categorical Variable كما تسمى Variables Dummy وهي المتغيرات التي يكون لمشاهاذتها على الأقل مجموعتين، وفي الدراسات الميدانية هناك نوعين من المتغيرات الاسمية هي:</p> <p>1- متغيرات أسمية وحيدة الإجابة: وهي التي يسمح فيها للمبحوث باختيار عامل أو مجموعة واحدة من مجموعات المتغير مثل النوع.</p> <p>2- متغيرات أسمية متعددة الإجابة: وهي التي يسمح للمبحوث أن يختار أكثر من مجموعة أو عامل من عوامل المتغير.</p> <p>3- الترتيبية Ordinal: وتسمى المتغيرات النوعية ذات المجموعات المرتبة Ordered Categorical Variable ومنها ثلاثة أنواع هي:</p> <p>1. الترتيبية بطبيعتها.</p> <p>2. الترتيبية بناء على طلب الباحث.</p> <p>3. الترتيبية في صورة مقياس.</p>	
<p>أدوات الدراسة Tools of Study: وهي كافة الأدوات التي يستخدمها الباحث في الحصول على البيانات التي توظف في تحقيق أهداف الدراسة الميدانية واختبار فروضها، وتشمل الاستبانة والملاحظة أو الملاحظة، وكذلك المقابلة ومجموعات الحوار.</p>	TS
<p>تحليل البيانات Data Analysis: يقصد بتحليل البيانات تلك العمليات المستخدمة من قبل الباحثين بغرض تحليل الظواهر المتشابكة والمعقدة والتي تتعدد أسبابها ونتائجها، ولا يقتصر</p>	DA

التحليل على منهجية النتائج، ولكن يشمل ذلك الفكرة وكافة الأنشطة والإجراءات التي تمت خلال عملية التحليل <sup>6</sup> .	
بيانات ذات بناء هرمي Hierarchical Structures Data: وهي البيانات التي تتداخل من بعضها البعض، حيث ينبثق عن عدد قليل من الوحدات عدد أكثر من الوحدات الفرعية، ثم ينبثق عن الوحدات الأخيرة عدد أكبر من المشاهدات أو المفردات، ومثالها الجامعة التي يوجد بها عدد من الكليات، وكل كلية بها عدد كبير من الطلبة.	<b>HSD</b>
مقياس مسح الجريمة الوطني الأمريكي National Crime Survey Scale	<b>NCS</b>
طريقة الإمكان التنبؤية Penalized Quasi Likelihood	<b>PQL</b>
طريقة الإمكان الهامشية Marginal Quasi Likelihood	<b>MQL</b>
طريقة الإمكان المتكررة Iterative maximum likelihood وتسمى طريقة الإمكان الأعظم المتكررة باستخدام طريقة مباريات فيشر Iterative maximum likelihood by Fisher Scoring method	<b>IML</b>
طريقة المربعات الصغرى المتكررة Iterative generalized least squares	<b>IGLS</b>
MLwiN هو أحد البرامج الإحصائية التي تهتم بتحليل البيانات النوعية التابعة سواء في مستوى واحد أو عدة مستويات، كما أن هناك برامج أخرى تستخدم لهذا الهدف منها ML، HLM، VARCL، كما أن هناك برامج عامة يمكن من	<b>MLwiN</b>

<sup>6</sup>Chikio HAYASHI, (1988), Principles and Strategy of Data Analysis, Tokyo, *Journal of the University of the Air*, No. 6, pp113-119, p 113.

<p>خلالها إجراء التحليل متعدد المستويات مثل STATA، SAS. حيث أستخدم برنامج MLwiN لاستخراج نتائج الدراسة.</p>	
<p>معامل الارتباط داخل المجموعات<sup>7</sup> Intra-class Correlation Coefficients هو مقياس يعبر عن دقة التقدير ضمن نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات. والذي يمكن حسابه بالنظر إلى صورة مبسطة للنموذج متعدد المستويات وهي</p> $Y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + e_{ij}$ <p>والذي يفترض أن تتأثر فقط بمكونين مستقلين هما تباين المستوى الأدنى <math>e_{ij}</math>، <math>\sigma_{u0}^2</math>، والذي يعبر عن التباين في المستوى الأعلى <math>u_{0j}</math> وهنا يمكن حساب ICC والذي يرمز له بالرمز <math>\rho</math> وفق المعادلة:</p> $\rho = \sigma_{u0}^2 / (\sigma_{u0}^2 + \sigma_e^2)$	<p>ICC</p>

<sup>7</sup>Goldstein H: *Multilevel statistical models*. 3rd ed. edition. New York, Distributed in the United States of America by Oxford University Press; 2003

الرموز الإحصائية المتعلقة ببرنامج MLwiN المتداولة  
ضمن نماذج الانحدار متعددة المستويات

المستويات	Levels
المستوى الأول الطلبة (i=1,2,3,.....,2363)	i level 1
المستوى الثاني الكليات (j=1,2,3,.....,32)	j level 2
المستوى الثالث الجامعات (k=1,2,3,.....,6)	k level 3
المستوى الرابع المحافظات (L=1,2,3)	l level 4
قيمة المتغير التابع للطالب رقم (i) في الكلية رقم (j) في الجامعة رقم (k) في المحافظة (L) في حالة التحليل المتعدد في 4 مستويات	$y_{ijkl}$
معاملات الانحدار	Parameters
ثابت الانحدار في حالة التحليل المتعدد في 4 مستويات	$\beta_{0ijkl}$
معامل المتغير التفسيري رقم n في المستوى الأول	$\beta_{ni}$
معامل المتغير التفسيري رقم n في المستوى الثاني*	$\beta_{nj}$
معامل المتغير التفسيري رقم n في المستوى الثالث	$\beta_{nk}$

\* يلاحظ أن الرمز (n) عبارة عن رقم مسلسل لعدد المتغيرات بالنموذج الذي تم التوصل إليه،  
وبالتالي فهو مسلسل لأرقام المتغيرات بالنموذج وليس بالمستوى.

$\beta_{nl}$	معامل المتغير التفسيري رقم n في المستوى الرابع
$x_{ijkl}$	قيمة المتغير التفسيري للطالب رقم (i) في المستوى الأول، في الكلية رقم (j) في المستوى الثاني، في الجامعة رقم (k) في المستوى الثالث، في المحافظة (l) في المستوى الرابع
Intercept	ثابت الانحدار
$\beta_0$	رمز ثابت الانحدار في حالة التحليل في مستوى واحد (i)
$\beta_{0j}$	رمز ثابت الانحدار في حالة التحليل على مستويين (j)، (i)
$\beta_{0jk}$	رمز ثابت الانحدار في حالة التحليل على ثلاث مستويات (i)، (j)، (k)
$\beta_{0jkl}$	رمز ثابت الانحدار في حالة التحليل على أربع مستويات (i)، (j)، (k)، (L)
Random intercepts	التأثيرات العشوائية
$f_{0l}$	التيباين في المتغير التابع والذي يرجع لاختلاف المحافظات والذي لا يتأثر بأي من المستويات الأخرى
$v_{0kl}$	التيباين في المتغير التابع والذي يرجع لاختلاف الجامعات في المحافظات
$u_{0jkl}$	التيباين في المتغير التابع والذي يرجع لاختلاف الكليات في الجامعات في المحافظات المختلفة

$e_{0ijkl}$	التباين في المتغير التابع الذي يرجع لاختلاف الطلبة داخل الكليات في الجامعات في المحافظات المختلفة
Variance Random intercepts	التباين للتأثيرات العشوائية
$\sigma_{f0}^2$	التباين بين المحافظات، أي تباين $Var(f_{0l})$
$\sigma_{v0}^2$	التباين بين الجامعات في المحافظات، أي تباين $Var(v_{0kl})$
$\sigma_{u0}^2$	التباين بين الكليات داخل الجامعات ضمن المحافظات، أي تباين $Var(u_{0jkl})$
$\sigma_e^2$	التباين بين الطلبة داخل الكليات، ضمن الجامعات ضمن المحافظات، أي تباين $Var(e_{0ijkl})$
$\sigma_{f0}^2 + \sigma_{v0}^2$	التباين بين الجامعات بشكل عام في كل المحافظات
$\sigma_{f0}^2 + \sigma_{v0}^2 + \sigma_{u0}^2$	التباين بين الكليات بشكل عام في كل الجامعات
$\sigma_{f0}^2 + \sigma_{v0}^2 + \sigma_{u0}^2 + \sigma_e^2$	التباين بين الطلبة بشكل عام في كل الكليات في كل الجامعات في كل المحافظات (أي التباين الكلي في تقديرات الطلبة لمدى الخوف من الجريمة)
$\frac{\sigma_{f0}^2}{\sigma_{f0}^2 + \sigma_{v0}^2 + \sigma_{u0}^2 + \sigma_e^2}$	نسبة التباين التي ترجع إلى الاختلاف بين المحافظات

$\frac{\sigma_{f0}^2 + \sigma_{v0}^2}{\sigma_{f0}^2 + \sigma_{v0}^2 + \sigma_{u0}^2 + \sigma_e^2}$	نسبة التباين التي ترجع إلى الاختلاف بين الجامعات
$\frac{\sigma_{f0}^2 + \sigma_{v0}^2 + \sigma_{u0}^2}{\sigma_{f0}^2 + \sigma_{v0}^2 + \sigma_{u0}^2 + \sigma_e^2}$	نسبة التباين التي ترجع إلى الاختلاف بين الكليات
Variance explanatory variables	التأثير العشوائي للمتغيرات المستقلة
$f_{nl}$	التأثير العشوائي للمتغير المستقل رقم (n) الخاص بالمستوى الرابع (المحافظات).
$v_{nkl}$	التأثير العشوائي للمتغير المستقل رقم (n) الخاص بالمستوى الثالث (الجامعات).
$u_{njkl}$	التأثير العشوائي للمتغير المستقل رقم (n) الخاص بالمستوى الثاني (الكليات).
$e_{nijkl}$	التأثير العشوائي للمتغير المستقل رقم (n) الخاص بالمستوى الأول (الطلبة).



## مشكلة البحث وخطة الدراسة

### مقدمة:

جاءت هذه الدراسة بهدف تطبيقي يسعى إلى تحديد المتغيرات التفسيرية التي يثبت أن لها علاقة بظاهرة الخوف من الجريمة بين عينة من طلبة بعض الكليات بالجامعات الكائنة في ثلاث محافظات هي الدقهلية ودمياط وبورسعيد كونها متباينة من حيث طبيعة الأحداث الأخيرة التي وقعت بكل منها، وذلك من خلال استبانة أعدت لهذا الغرض، حيث توافر لدينا بيانات هرمية في أربعة مستويات، الأول الخاص بالمتغيرات الشخصية للطالب وأسرته والبيئة التي يعيش فيه، أما المستوى الثاني فيتعلق بالبيانات عن الكلية التي يدرس بها الطالب، ثم المستوى الثالث الخاص بالجامعة، وأخيراً بيانات عن المحافظة التي توجد بها الجامعة والتي تمثل المستوى الرابع. مع الإشارة إلى أن الدراسة شملت ثلاثة متغيرات تابعة تتناول صور مختلفة لقياس ذلك الخوف من الجريمة حالياً ومستقبلاً.

ونظراً لطبيعة البيانات وكونها هرمية في أربع مستويات، فقد تم العرض في الجانب النظري لماهية البيانات متعددة المستويات، والنماذج الإحصائية المستخدمة في دراستها، وكذلك الطرق المستخدمة في تقدير نماذج الانحدار متعددة المستويات، خاصة في حالة المتغيرات التابعة النوعية.

وفي هذا البحث تمت محاولة لصياغة عدد من النماذج الإحصائية الخاصة بالتحليل متعدد المستويات، والذي يأمل الباحث من خلالها تحديد مستوى خوف الطلبة في الجامعات عينة الدراسة من الجريمة، وتحديد أكثر المتغيرات الشخصية والأسرية والبيئية وكذلك الجامعية ذات العلاقة بالخوف من الجريمة. وذلك من خلال أربعة مقاييس متباينة الخصائص، ومجموعة من المتغيرات التفسيرية التي تم تجميعها من أربع مستويات.

### مشكلة البحث :

تتمثل مشكلة هذا البحث في محاولة لدراسة النماذج الإحصائية المستخدمة في تقدير العلاقة بين متغير تابع نوعي Qualitative Dependent Variable وواحد أو أكثر من المتغيرات التفسيرية سواء الكمية أو النوعية ضمن البيانات الهرمية متعددة المستويات، مع تطويع بعض المتغيرات التفسيرية والتابعة للتوافق مع طبيعة النماذج الإحصائية المستخدمة، وذلك لبيانات ميدانية تتعلق بالخوف من الجريمة لدى طلبة بعض الجامعات المصرية. في إطار محاولة لتطويع النماذج الإحصائية للاستخدام في التحليل الاستنتاجي للبيانات النوعية.

### أهمية البحث :

ترجع أهمية هذا البحث من الناحية الإحصائية إلى التعريف بالتحليل متعدد المستويات في حالة البيانات الهرمية (HS) Hierarchical Structures، وعرض النماذج الإحصائية المختلفة التي يمكن توظيفها في صياغة العلاقة بين متغيرات تابعة مختلفة التوزيع ومجموعة من المتغيرات التفسيرية ضمن مستويات متعددة. وكذلك عرض للطرق الإحصائية المستخدمة في تقدير وتقييم معالم نماذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات، مع التركيز على الانحدار اللوجستي الذي يوظف في حالة كون المتغير التابع من المتغيرات النوعية سواء الثنائية أو المتعددة. كذلك ترجع أهمية البحث في أنه يعرض التحليلات الإحصائية لثلاثة من المتغيرات التابعة إحداها متغير ترتيبي متعدد الفئات أو Ordered، وأثنين تم تحويلهما إلى متغيرات كمية تتبع التوزيع الطبيعي. مع محاولة تطويع المتغيرات التفسيرية بما يزيد من فاعلية نماذج الانحدار. مع الاهتمام بوصف الخطوات التفصيلية المتبعة لتفريغ وتجهيز البيانات متعددة المستويات، والخطوات المتبعة لاستخراج النتائج من برنامج MLwiN بشكل خاص، وأخيراً ترجع أهمية البحث من الناحية العملية إلى تحديد العوامل الشخصية والأسرية والبيئية الخاصة بالطالب

وكذلك المتغيرات الخاصة بالكليات والجامعات والمحافظات ذات التأثير المعنوي على درجة الخوف من الجريمة بين طلبة الجامعات المصرية، بما يساعد المعنيين بالحالة الأمنية في تحديد هذه المتغيرات بهدف الحد منها لتحقيق مستوى أقل خوفاً من الجريمة بين طلبة الجامعات.

### الدراسات السابقة :

كان التركيز في الماضي على المتغيرات الكمية بصورة أكبر ثم جاء الاهتمام بالمتغيرات النوعية التي أولاهها العلماء أهمية كبيرة، ومن ثم تم اقتراح العديد من النماذج الإحصائية التي صيغت لمعالجتها، سواء كانت هذه البيانات في مستوى واحد أو أكثر<sup>8</sup> Aitkin & Longford، وسواء كانت متداخلة Nested أو غير متداخلة Non-Nested. وتعد النماذج الإحصائية متعددة المستويات Multilevel models من أهم تلك النماذج، والتي يتحقق باستخدامها الكثير من المزايا، حيث أثبتت<sup>9</sup> Bryk & Raudenbush عام 1992م وجود شكوك نوعاً ما حول جدوى تفصيل المتغيرات من المستوى الأعلى (الكلية) إلى المستويات الأدنى (الطالبة)، كذلك أشار<sup>10</sup> Holt, Scott and Ewings عام 1980م إلى إمكانية حدوث أخطاء استدلالية خطيرة نتيجة لتحليل بيانات هرمية على افتراض أنها بيانات في مستوى واحد ومعالجتها وفق نظام العينة العشوائية البسيطة، مما يزيد من أهمية توظيف التحليل متعدد المستويات لتحليل البيانات الهرمية متعددة المستويات. إذ تم تطوير نماذج الانحدار

<sup>8</sup>Aitkin, M. , and Longford, N. (1986). Statistical modelling issues in school effectiveness studies (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society A* 149, 1-43.

<sup>9</sup>Bryk, A. S. , &Raudenbush, S. W. (1992). *Hierarchical linear models for social and behavioural research: Applications and data analysis methods*. Newbury Park, CA: Sage Publications

<sup>10</sup>Holt, D. Scott, A. J. and Ewings, P. O. (1980). Chi-square tests with survey data. *J. Roy. Statist. Soc. A*, 143, 302-320.

متعددة المستويات لصياغة نماذج لمتغيرات تابعة مستمرة<sup>11</sup> Bock عام 1981م وأيضاً المتغيرات النوعية الثنائية الاستجابة & dichotomous repeated Gibbons و Bock<sup>12</sup> عام 1987م. ونتيجة لذلك فقد كثرت الدراسات الميدانية التي تتوافر بياناتها بشكل هرمي متعدد المستويات، حيث وظفت النماذج الإحصائية متعدد المستويات لمعالجة بيانات تلك الدراسات، خاصة أن حالة كون المتغير التابع من المتغيرات النوعية ثنائية أو متعددة الإجابة، فقد تم توظيف نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات في العديد من الدراسات، ومنها على سبيل المثال:

### 1. دراسة (J Pinilla, et.al, 2002)<sup>13</sup>:

تهدف هذه الدراسة إلى فهم بيئة تدخين التبغ بين صغار السن من المراهقين، وتقدير تأثير أصدقائهم ومعارفهم وأسرهم وظروفهم الاجتماعية وكذلك المتغيرات الخاصة بمدارسهم على تلك الظاهرة، حيث استخدمت طريقة الانحدار اللوجستي متعدد المستويات Multilevel logistic regression، على اعتبار أنه تم اعتبار أن الطلبة هم المستوى الأول للتحليل، واعتبرت المدارس التي ينتمي إليها هؤلاء الطلبة بمثابة المستوى الثاني، تم تطبيق هذه الدراسة على مجموعة من الطلبة المراهقين في جزيرة Gran Canaria بإسبانيا، حيث تم اختيار عينة الدراسة بطريقة المعاينة الطبقية، شملت بيانات الدراسة متغيرات عن الطلبة وأسرهم وأصدقائهم، وكذلك

<sup>11</sup>R. D. Bock and M. Aitkin. (1981), Marginal maximum likelihood estimation of item parameters: An application of the EM algorithm. *Psychometrika*, 46:443-459.

<sup>12</sup>R. D. Gibbons and R. D. Bock. (1987), Trend in correlated proportions. *Psychometrika*, 52:113-124.

<sup>13</sup>J Pinilla, B González, P Barber, Y Santana, (2002), Smoking in young adolescents: an approach with multilevel discrete choice models. *Journal Epidemiology Community Health*, 56: PP. 227-232.

متغيرات عن سلوكياتهم حول التدخين، وبعض المتغيرات عن مدارسهم ومدى وعيهم بخطورة السجائر وأسعارها والجهود الإعلامية المبذولة للترويج عن التدخين. بلغت عينة الدراسة 1877 طالب من المقيدون في ربيع عام 2000 في 30 مدرسة ثانوية تراوحت أعمارهم ما بين (13-14) سنة، ونظراً لطبيعة البيانات الهرمية، فقد استخدم برنامج MLwiN الإصدار 0.1، وتم توظيف طريقة المربعات الصغرى العامة المحددة RGLS Restricted generalized least squares، باستخدام وبدون استخدام Eltra-binomial variation بغرض المقارنة بين كلا النتيجتين، عرضت الدراسة تحليل وصفي للمتغيرات ضمن النموذج سواء المتعلقة بالمدارس أو الخصائص الشخصية للطلبة وظروفهم الأسرية، حيث لم يثبت وجود علاقة بين المدارس وعدم التدخين، خلصت الدراسة إلى بعض النتائج من أهمها أن 14.2% من المراهقين الصغار يتعاطون التبغ، وأن نصفهم تقريباً (3.6%) يتناولونه بشكل يومي، ومن نموذج الانحدار اللوجستي الترتيبي (وحيد المستوى) تبين أن احتمال تدخين المراهق يرتبط بحالة صديقة كونه مدخن أم لا، حيث بلغت النسبة الترجيحية لهذا المتغير 96.6، في حين تراوحت بين (93.4 إلى 84.9) بدرجة ثقة 95%، كذلك ثبت معنوية المتغير المتمثل في طبيعة الأسرة المدخنة أم لا، كما ثبت من نموذج الانحدار اللوجستي المتعدد أن خصائص المدرسة التي يدرس بها الطالب لها علاقة بسلوكياته بخصوص التدخين للمراهقين الصغار.

## 2. دراسة (Sung-Hyun Cho 2003):<sup>14</sup>

في هذه الدراسة يهدف الباحث إلى تقديم خلفية نظرية وإحصائية حول التحليل متعدد المتغيرات وتقديم مثال على هذا النوع من التحليل والذي يستخدم في اختبار العلاقة بين موظفي التمريض والنتائج التي تتحقق بالنسبة للمرضى، إذ أنه في العادة

<sup>14</sup> Sung-Hyun Cho, (2003), Using Multilevel Analysis in Patient and Organizational Outcomes Research, *Nursing Research January*, February, Vol. 52, No 1, PP. 61-65.

يتم تقييم المنظمات من خلال قياس نتائج تلك المنظمات، وعلاقة تلك النتائج بالتغيرات المختلفة على مختلف المستويات. تم استخدام نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات Multilevel logistic regression، لاختبار العلاقة بين كفاءة طاقم التمريض وبين النتائج الطبية والإكلينيكية التي تحققت لمرضى الرئة، حيث يختبر النموذج احتمالية إجراء عملية جراحية لمرضى الرئة في المستشفيات المختلفة تتوقف على خصائص طاقم التمريض، إذ تفترض الدراسة أن زيادة عدد ساعات متابعة طاقم التمريض لكل مريض يقلل احتمالية إجراء عمليات جراحية لمرضى الرئة في تلك المستشفيات، واختبار هذه الفرضية فإن طبيعة البيانات تتطلب استخدام التحليل المتعدد. حيث افترض أن هناك تأثير للمتغيرات المتعلقة بخصائص المستشفيات ومنها طبيعة ملكية المستشفى ومدى كفاءة طاقم التمريض (والتي اعتبرت المستوى الثاني)، على مريض الرئة في المستوى الأول، حيث حددت مجموعة من المتغيرات الشخصية للمريض ضمن هذا المستوى هي (العمر - نوع الدخول (طوارئ، داخلي) - عدد المشكلات الصحية التي تم تشخيصها عند الدخول). وضمن هذا التصميم أعتبر أن المتغير التابع  $Y$  ليميز بين حالتين للمريض، كونه أجرى له عملية جراحية تتعلق بالرئة وكود لها بالقيمة (1)، أم لا وكود لها بالقيمة (0)، وبذلك فإن النموذج اللوجستي في المستوى الأول قد شمل ثلاث متغيرات تفسيرية عن المريض، في حين أن النموذج الخاص بالمستوى الثاني قد شمل متغيرين عن المستشفيات هما طبيعة المالكين للمستشفى كونه قطاع عام غير ربحي أو مستشفى خاص، ومستوى كفاءة طاقم التمريض والذي حدد بناء على متوسط عدد ساعات التمريض التي يحصل عليها المريض يومياً. تم استخراج النتائج لثلاثة نماذج للانحدار متعدد المستويات، النموذج الأول يحتوي فقط على الحد الثابت العشوائي Empty model والنموذج الثاني يشتمل المتغيرات التفسيرية للمريض والتي تعتبر المستوى الأول دون المتغيرات الخاصة بالمستشفيات (المستوى الثاني)،

أما النموذج الثالث فقد شمل على كلا النوعين من المتغيرات الخاصة بمستويي التحليل إضافة إلى الحد الثابت العشوائي، خلصت الدراسة إلى أن المتغيرات الخاصة بالمريض كانت أكثر تأثيراً على حالة المريض، في حين ثبت وجود تباين كبير في حالة اشتغال النموذج على المتغيرات الخاصة بالمستشفيات سواء طبيعة ملكية المستشفى أو كفاية طاقم التمريض.

### 3. دراسة (Wanphen, Putipong, 2005)<sup>15</sup>:

وهي دراسة هدفت إلى تقييم اثر الجماعة التي يعيش فيها الفرد بالإضافة لتأثير بعض متغيراته الشخصية على مستوى الصحة الغذائية التي يتمتع بها أفراد جماعات المايا الصينية Chiang Mai people، تمت الدراسة باستخدام النموذج اللوجستي متعدد المستويات، حيث اعتبر في هذه الدراسة أن الأفراد هم المستوى الأول والذي بلغ عددهم 2,731 فرد، في حين اعتبر أن المجموعات العرقية البالغ عددها 12 مجتمع عرقي بمثابة المستوى الثاني، في حين استخدمت أربع متغيرات ضمن المستوى الأول هي (العمر - النوع - وعدد مرات المعالجة الصحية - وأخيراً المستوى التعليمي)، في حين كان هناك اثنين من المتغيرات التفسيرية ضمن المستوى الثاني وهي الموقع كونه ريفي أو حضري، وكذلك كثافة المجتمع، أشارت الدراسة إلى أن الانحدار اللوجستي متعدد المستويات هو أسلوب لتحديد العلاقة بين متغيرين أو أكثر ضمن بيانات متعددة المستويات، وفيه يكون المتغير التابع ثنائي القيمة Dichotomous variable وتكون المتغيرات المستقلة متغيرات كمية أو نوعية Quantitative and Qualitative variable(s)، استخدمت طريقة Penalized Quasi Likelihood لتقدير معالم النموذج من خلال طريقة الإمكان

<sup>15</sup>WanphenSomchit, Putipong Bookkamana, (2005), Multilevel Logistic Regression Analysis And Its Application, *IRCMSA*, Proceedings, PP 309-315.

الأعظم التكرارية باستخدام طريقة فيشر، كما استخدم اختبار T لتقييم معنوية معالم النموذج، كما استخدم اختبار Chi square لاختبار مكونات التباين والتغاير، خلصت الدراسة إلى أن نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات يعتبر من النماذج المفيدة لفهم العلاقة بين متغير تابع ثنائي ضمن بيانات في صورة هرمية، كما ثبت من الدراسة أن المتغيرات المتعلقة بالأشخاص في المستوى الأول والمتمثلة في النوع، المهنة لها تأثير معنوي على احتمالية وجود تغذية صحية ضمن جماعات المايما الصينية، كما ثبت أن للمتغير المتمثل في موقع الجماعة ضمن الجماعة التي ينتمي إليها المبحوث والتي تمثل المستوى الثاني على نوع المبحوث في المستوى الأول.

#### 4. دراسة (Wei-Ching Chang, et.al, 2005)<sup>16</sup>:

وهي دراسة طبية هدفت إلى الوقوف على الاختلافات الدولية حول مرضى متلازمة مرض الانسداد الحاد (ACS) من خلال تحديد نسبة مساهمة المريض وكذلك المستشفى التي يعالج بها، والمؤشرات الإكلينيكية للدولة التي يعيش فيها، استخدم نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات، على أساس أن المستوى الأول يمثل المرضى، واعتبر أن المتغير التابع يعبر عن حالة المريض كونه يموت بسبب الانسداد خلال 30 يوم، أو يموت خلال عام، في حين اعتبرت المستشفيات بمثابة المستوى الثاني للتحليل، واعتبرت الدول بمثابة المستوى الثالث. شملت الدراسة عينة من 7800 مريض (المستوى الأول) تم علاجهم في 458 مستشفى (المستوى الثاني) متخصص منتشرة في 24 دولة (المستوى الثالث)، توصلت

<sup>16</sup>Wei-Ching Chang, and Others, (2005) Are international differences in the outcomes of acute coronary syndromes apparent or real? A multilevel analysis, *Journal Epidemiology Community Health*, 59: PP. 427-433.



الدراسة من خلال التحليل متعدد المستويات أن هناك اختلاف بين الدول فيما يتعلق بطريقة التعامل الجراحية ومستوى العناية بالمرضى.

##### 5. دراسة (Scott T. Leatherdale, et.al, 2006)<sup>17</sup>:

تهدف هذه الدراسة إلى اختبار تأثير المدخنين على أحاسيس ومشاعر عينة من الطلاب غير المدخنين في التعليم الأساسي، تم تطبيق نظام تخطيط وتقييم الصحة المدرسية على عينة الدراسة 6431 طالب من المراحل الدراسية من الصف السادس وحتى الصف الثامن ينتمون إلى 57 مدرسة خاصة في منطقة Ontario بكندا والذين وافقوا في الاشتراك في الدراسة، تم سؤال الطلبة المشاركين ثلاثة أسئلة، وتم تحديد إجابات تلك الأسئلة في صورة أربع اختيارات على مقياس ليكرت متسقة مع مقياس<sup>18</sup> (Pierce et al. (1996، تم تطبيق نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات من خلال برنامج MLwiN الإصدار 1.1 للوقوف على احتمالية تدخين غير المدخنين من الطلبة في الصفين السادس والسابع من التعليم الأساسي، تمت صياغة النموذج على خطوتين، الأولى لاختبار تأثير المدرسة على احتمالية تدخين الطلبة، وفي الخطوة الثانية تم تطوير النموذج لاختبار التأثير المباشر لمعدل تدخين الطلبة الكبار في المدارس وكذلك التأثير المباشر لتصرفات الوالدين والأصدقاء نحو عملية التدخين، ودراسة الأثر المشترك لمعدل تدخين الطلبة الكبار والآباء

<sup>17</sup>Scott T. Leatherdale, Paul W. McDonald, Roy Cameron, Mari Alice Jolin, K. Stephen Brown, (2006), A Multi-Level Analysis Examining how Smoking Friends, Parents, and Older Students in the School Environment are Risk Factors for Susceptibility to Smoking Among Non-Smoking Elementary School Youth, *PrevSci*No. 7:PP. 397-402. .

<sup>18</sup>Pierce, J. P. , Choi, W. S. , Gilpin, E. A. , Farkas, A. J. ,&Merritt, R. K. (1996). Validation of susceptibility as a predictor of which adolescents take up smoking in the United States. *Health Psychology*, 15, 355-361.

والأصدقاء على الطلبة الغير مدخنين حالياً. أشارت النتائج إلى أن العوامل التي ثبت أنها لها تأثير إيجابي على احتمالية أن غير المدخنين في الصفين السادس والسابع يقومون بالتدخين مستقبلاً هي: الأصدقاء المدخنين، تدخين الأم، وجود أثنين أو أكثر من الأصدقاء الحميمين من المدخنين والذين لديهم اتجاهات إيجابية نحو التدخين ومن طلبة الصف الثامن، حيث ثبت أن احتمالية التدخين تزداد كلما زاد عدد الأصدقاء المدخنين بالنسبة لفئة الطلبة غير مدخنين إلا أنهم لديهم إجابة واحدة بالإيجاب على الأسئلة الثلاثة ضمن الاختبار.

#### 6. دراسة (Peter C. Austin, 2010)<sup>19</sup>:

وهي دراسة هدفت إلى مقارنة نتائج تقديرات نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات في حالة أن عدد العناقيد Clustered المستخدمة في التحليل صغيرة العدد، حيث أشارت الدراسة إلى أن نماذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات تعد من النماذج المفيدة بشكل كبير في تحليل البيانات الطبية متعددة المستويات، وفي بحوث الصحة العامة، وعلم دراسة الأوبئة، والبحوث التربوية، وأفادت الدراسة بأن إجراءات تقدير معالم مثل هذه النماذج متاحة على بعض البرامج الجاهزة، إلا أنه ليس هناك دليل على الحد الأدنى لعدد المجموعات (العناقيد) الضرورية للتحويل أو الثقة في نتائج نماذج تقديرات معالم الانحدار اللوجستي متعدد المستويات. وللوقوف على نتائج حول هذا الموضوع، فقد وظفت الدراسة طريقة "مونت كارلو" لمقارنة كفاءة تقديرات معالم نماذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات من خلال البرامج الجاهزة المختلفة عندما يكون عدد المجموعات صغيراً، حيث استخدمت العديد من

<sup>19</sup>Austin, Peter C. (2010) "Estimating Multilevel Logistic Regression Models When the Number of Clusters is Low: A Comparison of Different Statistical Software Procedures," *The International Journal of Biostatistics*: Vol. 6: Iss. 1, Article 16.

البرامج لاستخراج تلك المعالم منها Stata, BUGS, HLM, R, SAS وكذلك. خلصت الدراسة إلى أن هناك اختلافات نوعية في كفاءة وإجراءات تقدير معالم النماذج متعددة المستويات باستخدام البرامج المختلفة عندما يكون عدد المجموعات قليل، وبمقارنة إجراءات البرامج الجاهزة عند استخدام طريقة Penalized quasi-likelihood، فقد ثبت أن تقديرات Bayesian estimation توفر تقديرات دقيقة لمكونات التباين عندما يكون عدد المجموعات أقل من 10، كما ثبت أن كفاءة البرامج الجاهزة المختلفة تعطي تقديرات غير كفء في حالة أن يكون هناك خمسة مفردات فقط ضمن كل مجموعة، بغض النظر عن عدد المجموعات.

#### 7. دراسة (Md. Hasinur and J. Ewart, 2011)<sup>20</sup>:

تهدف هذه الدراسة إلى الوقوف على المتغيرات الشخصية والبيئية التي لها علاقة باستخدام أدوات منع الحمل بين النساء المتزوجات والتي في العمر من 10-49 سنة في بنجلاديش، حيث تم توظيف بيانات الاستقصاء العام للبيانات الديموجرافية والصحية الذي أُجري في بنجلاديش عام 2004م Bangladesh Demographic and Health Survey (BDHS)، بلغ عدد المفردات محل الدراسة 10704 مفردة، أما المستوى الثاني فهو طبيعة المنطقة حيث قسمت إلى مناطق حضرية وأخرى ريفية بمجموع 361 منطقة، أما المستوى الثالث للبيانات فكان عبارة عن الأقسام الإدارية والتي بلغ عددها 6 مناطق في بنجلاديش، أعتبر المتغير التابع (Y) على أنه متغير ثنائي Binary يأخذ القيمة (1) في حالة كون المرأة المبحوثة تستخدم أحد وسائل منع الحمل الحديثة أو التقليدية أو الشعبية، في حين يأخذ هذا المتغير القيمة (0) في حالة عدم استخدامها لأي من هذه الوسائل، أما

<sup>20</sup>Md. HasinurRahaman Khan and J. Ewart H. Shaw, (2011), Multilevel Logistic Regression Analysis Applied to Binary Contraceptive Prevalence Data, Op. Cit, P105. .

المتغيرات التفسيرية فشملت العمر الحالي، وعدد الأبناء على قيد الحياة، التعليم، الديانة، محل الإقامة، المستوى الاقتصادي.

ونظراً لطبيعة البيانات تم استخدام نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات Multilevel Logistic Regression Models وبغرض تقدير معالم النموذج استخدمت الدراسة معظم طرق الإمكان الأعظم المستخدمة في تقدير معالم نموذج الانحدار اللوجستي، حيث استخدمت طريقة الإمكان الأعظم الهامشية Marginal Quasi Likelihood (MQL) والتي اقترحها Goldstein, 1991; Goldstein and Rasbash, 1996، كما استخدمت طريقة الإمكان الأعظم التنبؤية Penalized Quasi Likelihood (PQL) والتي اقترحها Breslow and Laird عام 1989، وClayton عام 1993 وهي من الطرق التقريبية المعروفة. كذلك تم استخدام طريقة المربعات الصغرى المعممة المتكررة المقيدة iterative generalized least squares (IGLS) وكذلك طريقة المربعات الصغرى المعممة المتكررة والتي اقترحها Goldstein عام 2003م، كذلك تم استخدام طريقة Second-order PQL method لتقدير معالم النموذج اللوجستي متعدد المستويات، حيث تمت مقارنة النتائج والتي تم استخراجها من برنامج MLwiN الأكثر استخداماً في هذا الخصوص، أثبتت الدراسة أن طريقة التقدير (PQL) تعد هي الأفضل في تقدير معالم النموذج اللوجستي متعدد المستويات حيث تؤدي إلى الحصول على نتائج غير متحيزة، أشارت الدراسة إلى أنه يمكن في دراسات مستقبلية دراسة تأثير الارتباط بين وحدات المستويات الثاني والثالث وتأثيرها على تقديرات النموذج، وكذلك دراسة تأثير عدد التقسيمات في المستوى الثاني وعددها.

#### التعليق على الدراسات السابقة:

تعد هذه الدراسات السابقة والتي استعرضها الباحث والمتعلقة بالتحليل متعدد المستويات، من الدراسات وثيقة الصلة بموضوع الدراسة، كونها تناولت التحليل

متعدد المستويات في حالة وجود البيانات في أكثر من مستوى أو ما يعرف بالبيانات الهرمية موضوع اهتمام الدراسة. وفي هذه الدراسة يحاول الباحث أن يوظف أسلوب التحليل متعدد المستويات لمعالجة بيانات في عدة مستويات، وكون المتغير التابع ينتمي إلى المتغيرات النوعية، فإن هذه الدراسة ستوظف أسلوب الانحدار اللوجستي متعدد المستويات، والذي أثبت كفاءة في دراسة وتحليل المتغيرات التابعة لبيانات وحيدة المستوى وكذلك للبيانات متعددة المستويات، كما يمكن القول أن الدراسة الحالية تطبق على فئة معينة من أفراد المجتمع وهم الطلبة بشكل خاص، مما يقلل من التباينات في العديد من المتغيرات الشخصية وبالتالي التوصل إلى نماذج ذات مصداقية عالية تحدد العوامل ذات العلاقة بالخوف من الجريمة لدى الطلبة.

#### أهداف البحث :

- من خلال هذا البحث يهدف الباحث إلى تحقيق الأهداف التالية:
1. التعريف بنماذج التحليل متعدد المستويات وأهميتها، والنماذج الإحصائية التي توظف في هذا النوع من التحليل في حالة البيانات الهرمية.
  2. دراسة للطرق الإحصائية الممكن توظيفها لتقدير وتقييم معالم نماذج الانحدار اللوجستية متعدد المستويات.
  3. صياغة نماذج إحصائية لتحديد العلاقة بين المقاييس والمتغيرات التابعة المحددة لخوف الطلبة من الجريمة، وبين المتغيرات التفسيرية الأكثر تأثيراً في تلك المتغيرات التابعة.
  4. تحديد المتغيرات الخاصة بالطالب وتلك الخاصة بالكليات والجامعات وكذلك المحافظة المحددة لدى خوف الطلبة من الجريمة في المجتمع المصري على أساس مقاييس ومتغيرات ذات طبيعة إحصائية مختلفة.

### حدود البحث :

لهذا البحث حدود معينة يمكن توضيحها فيما يلي:

1. **الحدود البشرية:** اقتصرت هذه الدراسة على الطلبة والطالبات المقيدين بكليات ومعاهد الجامعات المصرية الحكومية والخاصة خلال العام الجامعي 2013-2014م.
2. **الحدود المكانية:** اقتصرت الدراسة على الجامعات والمعاهد العاملة ضمن الحدود الجغرافية لجمهورية مصر العربية، في ثلاث محافظات هي الدقهلية، دمياط وبورسعيد.
3. **الحدود الزمنية:** تم تجميع البيانات من الميدان خلال شهر كامل من شهور النصف الثاني من العام الدراسي 2013 - 2014م.
4. **المتغيرات الديموجرافية:** اشتملت البيانات الشخصية للمبحوثين على ثلاثة مجموعات من المتغيرات الديموجرافية، تتعلق المجموعة الأولى بالخصائص الشخصية للطالب، وتتعلق المجموعة الثانية بالخصائص الشخصية لأسرة الطالب، أما المجموعة الثالثة من المتغيرات الديموجرافية فتتعلق بالبيئة التي يعيش فيها الطالب. أضيف إلى ذلك مجموعة المتغيرات المتعلقة بخصائص الجامعة أو الكلية/ المعهد الذي يدرس به الطالب.

### مجتمع البحث :

يشمل مجتمع البحث كافة الطلبة والطالبات المقيدين بالفرق الدراسية بالجامعات المصرية خلال العام الدراسي 2013/2014م، من الكليات والمعاهد الكائنة بالمحافظات الثلاثة والمتواجدين على مقاعدهم الدراسية خلال فترة تجميع البيانات، حيث اقتصر مجتمع الدراسة على تلك المحافظات كعينة من المحافظات المصرية.

### عينة البحث وطريقة اختيارها :

في البداية نشير هنا إلى أن القواعد العامة المتعلقة بحجم العينة وعلاقتها بجودة وكفاءة التحليلات تسرى كذلك على النماذج الإحصائية المستخرجة ضمن التحليل متعدد المستويات، إلا أنه تختلف الطريقة التي يتم على أساسها تحديد حجم العينة، ففي نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات يتحدد حجم العينة الكلي بناء على متغيرين أساسيين هما عدد المجموعات (N) Number of groups والتي تمثل عدد الكليات ضمن هذه الدراسة، أما المحدد الثاني فهو عدد المفردات (الطلبة) في كل مجموعة (كلية) Group size (n). وبالتالي فإن حجم العينة يتحدد من خلال ضرب  $(n \times M)$ .

ومن الجدول رقم (1) الذي يعرض لتقديرات بعض المعالم عند درجة ثقة 95% لتوليفة من عدد المجموعات وعدد المفردات في كل مجموعة ومعامل الارتباط داخل المجموعات (ICC)، يتضح أنه في حالة ما إذا بلغ عدد المجموعات (30) مجموعة، وأن عدد المفردات في كل مجموعة يصل إلى (50) مفردة، فإنه ووفق دراسة Maas and HoI<sup>21</sup>، فإنه في حالة توافر هذا العدد من المجموعات والمفردات، يتوقع أن تكون قيمة (ICC) الذي يعبر عن دقة التقدير تساوي (0.3) إذ أن هذه القيمة كلما انخفضت دل ذلك على دقة التقدير. وأن تتراوح قيمة  $u_0$  الذي يعبر عن تباين الحد الثابت ما بين (0.084 إلى 0.107)، وأن تتراوح قيمة  $u_1$  الذي يعبر عن تباين الحد الثابت ما بين (0.082 إلى 0.086)، وأن تتراوح قيمة  $e$  التي تعبر عن الخطأ العشوائي ما بين (0.070 إلى 0.053).

وعليه يتوقع عندما يكون الحد الأدنى لحجم العينة المستخدمة 1500 طالب. على أنه من المتوقع أن تتحسن خصائص النماذج التي يتم التوصل إليها في

<sup>21</sup>Maas CJM, Hox JJ. (2005), Sufficient Sample Sizes for Multilevel Modeling. Methodology: *European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*. ;1:85-91.

حالة زيادة عدد المجموعات (الكليات) إلى 32 كلية، وعندما يزيد متوسط عدد الطلبة داخل كل كلية.

### الجدول رقم (1)

تقديرات بعض المعالم عند درجة ثقة 95% لتوليفة

من عدد المجموعات وعدد المفردات

Number of groups	Group size	ICC		$u_0$		$u_1$		$e$	
		from	To	from	To	from	To	from	To
30	5	0.1	0.3	0.103	0.080	0.116	0.093	0.069	0.051
	30	0.1	0.3	0.088	0.095	0.064	0.089	0.047	0.064
	50	0.3	0.3	0.084	0.107	0.082	0.086	0.070	0.053
50	5	0.1	0.3	0.065	0.080	0.072	0.840	0.061	0.068
	30	0.1	0.3	0.083	0.082	0.060	0.065	0.051	0.052
	50	0.3	0.3	0.062	0.073	0.072	0.041	0.048	0.052
100	5	0.1	0.3	0.060	0.061	0.065	0.057	0.060	0.050
	30	0.1	0.3	0.053	0.560	0.050	0.056	0.050	0.035
	50	0.3	0.3	0.058	0.058	0.060	0.053	0.046	0.048

### طريقة سحب العينة :

أما بخصوص أسلوب اختيار مفردات العينة، فسيتم من خلال طريقة المعاينة العشوائية العنقودية (متعددة المراحل) بتحديد ثلاثة من الجامعات الحكومية كل منها في واحدة من المحافظات الثلاثة، وهي جامعات المنصورة -جامعة دمياط وجامعة بورسعيد (مع الإشارة إلى أنه تعذر الحصول على أي بيانات من جامعة الأزهر والموجودة في المحافظات الثلاثة نظراً للظروف التي حدثت بها فترة تجمع البيانات)، كذلك الجامعة العمالية بالمنصورة، والمعهد العالي للهندسة والتكنولوجيا، وكذلك جامعة الدلتا، وعليه بلغ عدد الجامعات والمعاهد 6 جامعات عامة وخاصة،



وتم الحصول منها على بيانات من 32 كلية ومعهد وبعدد متباين من الطلبة تراوح ما بين 11 إلى 118 طالب. والجدول رقم (2) الذي يعرض أسماء الكليات والمعاهد الحكومية والخاصة والتي أخذ منها عينة من الطلبة بالمحافظات الثلاثة.

## الجدول رقم (2)

أسماء الكليات والمعاهد الحكومية والخاصة الموجودة بالمحافظات  
الدقهلية ودمياط وبورسعيد المسحوب منها العينة

جامعة المنصورة	جامعة دمياط	جامعة بورسعيد	جامعات ومعاهد خاصة
كلية الآداب	كلية الآداب	كلية العلوم	الجامعة العمالية بالمنصورة
كلية التجارة	كلية التجارة	كلية الآداب	المعهد العالي للهندسة والتكنولوجيا
كلية التربية النوعية	كلية التربية الرياضية	كلية التجارة إنجليزي	طب الفم والأسنان جامعة الدلتا
كلية التربية	كلية التربية النوعية	كلية التجارة	كلية الهندسة جامعة الدلتا
كلية التمريض	كلية التربية	كلية التربية	
كلية الحقوق	كلية التمريض	كلية التمريض	
كلية السياحة والفنادق	كلية الزراعة	كلية الهندسة	
كلية الصيدلة	كلية العلوم		
كلية الطب	كلية الفنون		

جامعة المنصورة	جامعة دمياط	جامعة بورسعيد	جامعات ومعاهد خاصة
البيطري	التطبيقية		
كلية الطب			
كلية العلوم			
كلية الهندسة			
12	9	7	4

### أداة البحث :

تم صياغة أداة البحث والمتمثلة في الاستبيان وفق الخطوات العلمية المعمول بها ضمن أسس ومبادئ صياغة الاستبيانات<sup>22</sup>، حيث تم الاستعانة بالعديد من الاستبيانات الخاصة بموضوع البحث، كذلك روعي التقيد بقواعد اختيار المتغيرات والتي تتناسب مع طبيعة النموذج الإحصائي المستخدم كما هي مرفقة بملحق الدراسة.

### متغيرات الدراسة :

من الأهمية بمكان أن نستعرض هنا لبيانات الدراسة، المتغيرات المختلفة التي سيتم معالجتها ضمن هذه الدراسة، سواء كانت المتغيرات التابعة أو المتغيرات النفسيرية، ويمكن عرض خصائص ومواصفات تلك المتغيرات وفق ما يلي:

<sup>22</sup> ريمون كفي، لوك فان كمينهود، (1997)، دليل الباحثين في العلوم الاجتماعية، ترجمة د. يوسف الجباعي، المكتبة العصرية، صيدا - بيروت، الطبعة الأولى، ص 55.

### الجزء الأول: المقاييس والمتغيرات التابعة

وهي المقاييس\* أو المتغيرات التابعة Dependent الذي نهدف تحديد العلاقة بينها وبين المتغيرات التفسيرية في المستويات الأربعة من مستويات البيانات محل الدراسة. وهي اثنين من المقاييس (التي يضم كل منها عدد من العبارات (الجرائم) ويعبر عنها في النهاية بقيمة واحدة من خلال عمليات معالجة إحصائية)، وكذلك اثنين من المتغيرات (التي تتكون من سؤال واحد له إجابة واحدة تستخدم كما هي). حيث تعتبر جميعها متغيرات تابعة نوعية، يقيس كل منها جانب من جوانب خوف الطالب. وهذه المتغيرات أو المقاييس قد استخدمت في دراسات سابقة، مع إجراء بعض التعديلات عليها، يمكن إلقاء الضوء عليها كالآتي:

1. **مقياس الخوف من الجريمة Ferraro1:** ويحدد مدى خوف المبحوث من أن يتعرض لمجموعة من الجرائم البسيطة والخطرة، وجرائم الاعتداء على النظام العام، والتعدي على الممتلكات مثل السرقة، وجرائم الاعتداء الأشخاص كالقتل خلال السنة القادمة، ونصه: **ما مستوى خوفك من أن تكون ضحية للجرائم التالية؟.** وهو المقياس المستخدم من قبل لاجرينج وفيريرو<sup>23</sup> (Ferraro&LaGrange)، مع إضافة الجرائم الإلكترونية التي انتشرت في العصر الحديث. ووضع هذا المقياس في صورة عدد 12 عبارة يتم الإجابة عليها من خلال ثلاثة اختيارات متدرجة من حيث مستوى الخوف من الجريمة.

---

\*المقاييس: وهي التي تحتوى على أكثر من عبارة، والتي يتم فيها تجميع كافة هذه العبارات في قيمة واحدة تمثل متغير واحد يتم التعامل معه كمعبر عن كافة العبارات ضمن المقياس، وهي في هذه الدراسة مقياس Ferraro1 الذي يشتمل على 12 عبارة، وكذلك Ferraro2 والذي يشتمل على 5 عبارات.

<sup>23</sup>LaGrange R. L. and Ferraro K. F. (1989)"Assessing Age and Gender Differences in Perceived Risk and Fear of Crime". Op. Cit. , P. 718

2. المتغير المستخدم في مسح الجريمة الوطني الأمريكي National Crime Survey (NCS) وهو متغير مكون من سؤال واحد، ونصه: هل تخاف أن تسير في الليل في منطقة بعيدة عن منطقة سكنك؟ حيث يتم الإجابة عليه باختيار أحد الإجابات في صورة تشابه مقياس ليكرت Lekart Scale ولكن بعدد إحدى عشرة اختيار، وفي هذا المقياس لم تذكر كلمة الجريمة وإنما يعتمد على السؤال كمؤشر للخوف من الجريمة، ولقد برر ذلك بأنه من يخاف السير في الليل إنما يخاف أن يكون ضحية لجريمة ما<sup>24</sup>، مع الإشارة هنا إلى أنه تم تخفيض الإحدى عشرة اختيار إلى 5 اختيارات فقط (للتبسيط على الطلبة وتحديد الاختيار الذي يتوافق مع ما يشعر به الطالب بصورة أسهل) وذلك كما هو بالاستبيان.
3. مقياس مخاطر الجريمة Ferraro<sup>2</sup>: ويقيس هذا المقياس احتمالية أن يكون الطالب ضحية لخمسة أنواع من الجرائم خلال السنة القادمة، وهو أيضا مقياس ينسب إلى لاجرينج وفيريرو، ونصه كما ورد بالاستبيان: حدد احتمالية تعرضك لأي من هذه الجرائم خلال العام القادم. ووضع هذا المقياس ضمن الاستبيان في صورة يتم الإجابة عليها من خلال تحديد أحد مستويات ثلاثة لاحتمالية الحدوث (منعدمة، متوسطة، عالية).

ومن خلال عملية التحليل الإحصائي للبيانات، سيتم دراسة العلاقة بين المتغيرات الشخصية وكل واحد من تلك المتغيرات أو المقاييس كل على حدة، بعد إجراء عملية لتطويع المقاييس لتصبح هي الأخرى في صورة متغير ذا قيمة واحدة يتم التعامل معه، ثم الربط بينه وبين المتغيرات الشخصية في المستويات الأربعة للبيانات وهذه المتغيرات التابعة في صورتها الجديدة بعد تطويعها. وهذه المقاييس

<sup>24</sup> ذياب البدانية، أثر المتغيرات الشخصية وإدراك مخاطر الجريمة وخبرة الضحايا في الخوف من الجريمة، مجلة العلوم الإنسانية، جامعة منتوري، قسنطينة، الجزائر، 2000م، ص 7- 26.

والمتغيرات يمكن تحديد رموزها ووصفها وطبيعتها وعواملها وكذلك الكود المستخدم لكل منها كما في الجدول رقم (3) الآتي :

### الجدول رقم (3)

#### تفاصيل المقاييس والمتغيرات التابعة

الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود
Y1	Ferraro 1	مقياس يحدد مدى الخوف من التعرض لعدد 12 جريمة	ترتيبي	غير خائف	0
				خائف إلى حد ما	1
				خائف	2
Y2	NCS	متغير يحدد مدى الخوف من السير ليلاً في منطقة تبعد عن سكن المبحوث وهو المستخدم في المقياس المستخدم في مسح الجريمة الوطني الأمريكي	ترتيبي	لا أخاف أبداً	0
				لا أخاف	1
				لا أستطيع التحديد	2
				أخاف	3
				أخاف كثيراً	4
Y3	Ferraro 2	يحدد احتمال التعرض لعدد 5 أنواع من الجرائم خلال العام القادم	ترتيبي	منعدمة	0
				متوسطة	1
				عالية	2

### الجزء الثاني: المتغيرات التفسيرية أو المستقلة

تم توظيف عدد كبير من المتغيرات التفسيرية أو المستقلة Independent Variables ضمن الاستبيان، التي يتوقع أن يكون لها علاقة أو تأثير على المتغيرات التابعة. حيث تم رصد المتغيرات التفسيرية الخاصة بالطالب وأسرته والبيئة التي يعيش فيها والتي تمثل المستوى الأول من البيانات، في حين رصدت المتغيرات الخاصة بالكليات على اعتبارها في المستوى الثاني، ثم المتغيرات الخاصة بالجامعات على أنها المستوى الثالث، أما البيانات الخاصة بالمحافظات فتم اعتبارها بيانات المستوى الرابع. وفيما يلي سيتم تحديد أسماء ورموز وطبيعة تلك المتغيرات، وبعض مؤشرات الأولوية من تكرار ونسبة للمتغيرات النوعية، وكذلك بعض المؤشرات الأساسية للمتغيرات الكمية، وذلك بهدف التعريف بطبيعة تلك المتغيرات، مع تقسيمها حسب مستويات البيانات الأربعة المتوافرة ضمن الدراسة.

### أولاً: البيانات الديموجرافية الخاصة بالطالب (المستوى الأول)

تعد هذه المتغيرات هي التي استحوذت على الكثير من الأهمية ضمن الاستبيان، وتشمل كافة البيانات الخاصة بالطالب وأسرته وبيئته، ولكثرة هذه المتغيرات فسوف يتم تقسيمها إلى ثلاثة أقسام هي:

#### القسم الأول: البيانات الخاصة بالطالب

وضعت هذه المجموعة من المتغيرات التفسيرية في الاستبيان تحت عنوان "أ- البيانات الخاصة بالطالب" ويمكن توضيح خصائصها كما هو موضح بالجدول رقم (4) الذي يعرض تفاصيل المتغيرات المحددة من البيانات الخاصة بالطالب (المستوى الأول) والذي يرمز له ضمن التحليل متعدد المستويات بالرمز (I) كالآتي:

#### الجدول رقم (4)

تفاصيل المتغيرات المحددة من البيانات الخاصة بالطالب (المستوى الأول)

الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود	التكرار	النسبة %
I 1	Gender	النوع	اسمي	أنثى	1	1,506	63.29
				ذكر	2	857	35.82
I 2	Age	العمر بالسنوات	كمي	المتوسط	19.49		
				الانحراف المعياري	4.52		
				الالتواء	-3.56		
				التفرطح	13.18		
I 3	YOEducation	كم سنة مضت وأنت في الجامعة	ترتيبي	لم يحدد	0	376	15.91
				سنة واحدة	1	670	28.35
				سنتين	2	723	30.60
				ثلاثة	3	535	22.64
				أكثر من 3	4	59	2.50
I 4	Class	الفرقة الدراسية	ترتيبي	الأولى	1	908	36.96
				الثاني	2	821	33.28
				الثالث	3	571	22.82
				الرابع	4	63	1.19
I 5	LYGrade	التقدير في الفصل الدراسي أو العام الماضي	ترتيبي	لم يحدد	0	182	7.70
				راسب	1	51	2.16
				مقبول	2	283	11.98
				جيد	3	854	36.14
				جيد جداً	4	799	33.81
				ممتاز	5	194	8.21
I 6	HealthSts	الحالة الصحية للمبحوث	ترتيبي	لم يحدد	0	156	6.60
				غير مستقرة	1	153	6.47
				متوسطة	2	1,140	48.24
				ممتازة	3	914	38.68

الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود	التكرار	النسبة %
I 7	HelpFamly	الدراسة مع مساعدة الأسرة في بعض الأنشطة التي تمارسها	أسمي	لا	0	1,150	48.67
				نعم	1	1,213	51.33
I 8	Reading Newes	الدراسة مع الاهتمام بالاطلاع على الصحف والمجلات والإنترنت	أسمي	لا	0	979	41.43
				نعم	1	1,384	58.57
I 9	WatchingTV	الدراسة ومشاهدة التلفزيون بصورة أساسية	أسمي	لا	0	1,185	50.15
				نعم	1	1,178	49.85
I 10	Work WOthers	الدراسة والعمل لدى الغير	أسمي	لا	0	1,647	69.70
				نعم	1	716	30.30
I 11	Social Participation	الدراسة مع المشاركة الفعالة في الفعاليات الاجتماعية	أسمي	لا	0	1,539	65.13
				نعم	1	824	34.87
I 12	SiblRank	ترتيب المبحوث بين إخوته	ترتيبي	لم يحدد	0	60	2.54
				الأصغر	1	616	26.07
				الأوسط	2	892	37.75
				الأكبر	3	795	33.64



الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود	التكرار	النسبة %
I 13	PocketMny	مصروفك الشخصي	ترتيبي	لم يحدد	0	55	2.33
				غير كافي	1	296	12.53
				كافي إلى حد ما	2	1,116	47.23
				كافي	3	896	37.92
I 14	NOFriends	عدد الأصدقاء	ترتيبي	لم يحدد	0	80	3.39
				قليل	1	147	6.22
				متوسط	2	1,000	42.32
				كثير	3	1,136	48.07
I 15	Smoking	التدخين	ترتيبي	لم يحدد	0	63	2.67
				غير مدخن	1	1,977	83.66
				مدخن	2	323	13.67
				لا	1	1,904	80.58
I 16	Arnold 1 <sup>25</sup>	هل سبق أن تعرضت لأي نوع من الجرائم خلال آخر (12) شهرا؟	ترتيبي	نعم	2	459	19.42
				لا	1	1,825	77.23
I 17	Arnold 3	هل سبق أن تعرضت لأي نوع من الجرائم خلال آخر (24) شهرا الماضية؟	ترتيبي	نعم	2	538	22.77

<sup>25</sup>Rnold ,Harald (1991). "Fear of Crime and its Relationship to Directly and Indirectly Experienced Victimization: A Binational Comparison of Models in Klaus Sessar and Hans-Jurgen Kerner, PP 87-125, P. 102

### القسم الثاني: البيانات الديموجرافية الخاصة بأسرة الطالب

وضعت هذه المجموعة من المتغيرات التفسيرية في الاستبيان تحت عنوان "ب- البيانات الخاصة بأسرة الطالب" ويمكن توضيح خصائصها كما هو موضح بالجدول رقم (5) الذي يعرض تفاصيل المتغيرات المحددة من البيانات الخاصة بأسرة الطالب (المستوى الأول).

#### الجدول رقم (5)

تفاصيل المتغيرات المحددة من البيانات الخاصة بأسرة الطالب (المستوى الأول)

الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود في الاستبيان	التكرار	النسبة %
I 18	FathersAge	عمر الوالد بالسنوات	كمي	المتوسط		46.85	
				الانحراف المعياري		18.97	
				الالتواء		-1.81	
				التفرطح		1.99	
I 19	DiedOn	المدة منذ وفاة الوالد (في حالة وفاته)	كمي	المتوسط		0.54	
				الانحراف المعياري		2.27	
				الالتواء		5.30	
				التفرطح		31.81	
I 20	FamilySz	طبيعة العائلة التي تنتمي إليها	اسمي	لم يحدد	0	80	3.39
				عائلة بسيطة	1	1,694	71.69
				عائلة كبيرة ومعروفة	2	589	24.93
				الأب موجود	0	2,134	90.31
I 21	Provider	في حالة أنا لوالد متوفى، فمن هو ولي الأمر؟	اسمي	الطالب نفسه	1	2	0.08
				الأم	2	142	6.01

الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود في الاستبيان	التكرار	النسبة %
				الأخ	3	31	1.31
				عم أو خال أو جد	4	54	2.29
I 22	NOBrothers	عدد الأخوة الذكور (بما فيهم المبحوث الذكر)	كمي	لم يحدد	0	450	19.04
				لا يوجد	1	1	0.04
				واحد	2	722	30.55
				أثنين	3	755	31.95
				ثلاثة	4	310	13.12
				أكثر من 3	5	125	5.29
I 23	NOSisters	عدد الأخوات الإناث (بما فيهن المبحوثة الأنثى)	كمي	لم يحدد	0	467	19.76
				لا يوجد	1	3	0.13
				واحد	2	749	31.70
				أثنين	3	724	30.64
				ثلاثة	4	292	12.36
				أكثر من 3	5	128	5.42
I 24	NOResidents	عدد المقيمين في منزلكم من الوالدين والأخوة والأخوات (الجد، الجدة، الخ)	كمي	لم يحدد	0	1,884	79.73
				واحد	1	129	5.46
				أثنين	2	80	3.39
				ثلاثة	3	65	2.75
				أكثر من 3	4	205	8.68
I 25	AOEldest	كم عمر الأخ الأكبر	كمي	المتوسط		20.20	
				الانحراف المعياري		10.32	

الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود في الاستبيان	التكرار	النسبة %
		أو الأخت الكبرى بالأسرة؟		الالتواء			-1.09
				التفرطح			0.14
I 26	NOBrothersLW	عدد الأخوة الذكور الذين يعيشون معك في نفس المنزل	كمي	لم يحدد	0	579	24.50
				لا يوجد	1	3	0.13
				واحد فقط	2	950	40.20
				أثنين	3	613	25.94
				ثلاثة	4	170	7.19
				أكثر من 3 أخوة	5	48	2.03
I 27	NOSistersLW	عدد الأخوات الإناث اللاتي يعشن معك في نفس المنزل	كمي	لم يحدد	0	689	29.16
				لا يوجد	1	3	0.13
				واحد فقط	2	978	41.39
				أثنين	3	485	20.52
				ثلاثة	4	148	6.26
				أكثر من 3 أخوات	5	60	2.54
I 28	MonthlyIncM	مقدار الدخل الشهري للأسرة بالكامل	كمي	لم يحدد	0	826	34.96
				أقل من أو يساوي 500 ج	1	60	2.54
				من 501 إلى 1000 ج	2	115	4.87
				من 1001 (2000)	3	432	18.28

الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود في الاستبيان	التكرار	النسبة %
				من -2001 5000	4	788	33.35
				أكبر من ج 5000	5	142	6.01
				لم يحدد	0	87	3.68
				متدن	1	164	6.94
				متوسط	2	1,407	59.54
				عالي	3	705	29.83
				متوفي	0	383	16.21
				على المعاش	1	45	1.90
				حرفي، أعمال حرة	2	715	30.26
				مهني متخصص رجل ، أعمال	3	356	15.07
				موظف حكومي، بالخارج، تاجر	4	837	35.42
				عدالة، شرطة، جيش	5	27	1.14
				لم يحدد أو متوفاة	0	72	3.05
I 29	EconomicalSts	المستوى الاقتصادي للأسرة	ترتيبي				
I 30	WorkFather	جهة عمل الوالد	اسمي				
I 31	WorkMather	عمل الوالدة	اسمي				

الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود في الاستبيان	التكرار	النسبة %
					1	1702	72.03
					2	532	22.51
					3	57	2.41
I 32	HouseLoc	طبيعة المنزل التي تعيش فيه	اسمي	لم يحدد	0	42	1.78
				منزلي في فيلا	1	467	19.76
				شقة	2	114	4.82
				شقة	3	1,740	73.64
I 33	NORooms	عدد غرف المنزل الذي تعيش فيه الأسرة	كمي	لم يحدد	0	261	11.05
				أثنين أو أقل	1	521	22.05
				من (3-5)	2	1,512	63.99
				أكثر من 5	3	69	2.92
I 34	RentOROwned	المنزل الذي تعيش فيه الأسرة إيجار أم ملك	اسمي	لم يحدد	0	74	3.13
				ملك	1	1,658	70.17
				إيجار قديم	2	406	17.18
				إيجار جديد	3	225	9.52
I 35	Arnold 2	مدى تعرض الأصدقاء أو المعارف لجرائم في العام الماضي	اسمي	لم يحدد	0	37	1.57
				لا	1	1,598	67.63
				نعم	2	728	30.81

### القسم الثالث: البيانات الديموجرافية الخاصة ببيئة الطالب

وضعت هذه المجموعة من المتغيرات التفسيرية في الاستبيان تحت عنوان "ج- البيانات الخاصة ببيئة الطالب" ويمكن توضيح خصائصها كما هو موضح بالجدول رقم (6) الذي يعرض المتغيرات المحددة من البيانات الخاصة بالبيئة (تابع المستوى الأول).

#### الجدول رقم (6)

المتغيرات المحددة من البيانات الخاصة بالبيئة (تابع المستوى الأول)

الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود في الاستبيان	التكرار	النسبة %
I 36	Original Governorate	المحافظة التي منها أصل الأسرة	اسمي	أصل العائلة من محافظة أخرى	1	1502	63.56
				أصل العائلة من نفس المحافظة	2	861	36.44
I 37	Location	طبيعة محل الإقامة الدائم للأسرة	اسمي	لم يحدد	0	131	5.54
				منطقة ريفية (عزبة)	1	96	4.06
				قرية ليس بها نقطة شرطة	2	207	8.76
				قرية بها نقطة شرطة	3	241	10.20
				مدينة بها مركز شرطة	4	721	30.51
				المدينة الرئيسية بالمحافظة	5	967	40.92

الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود في الاستبيان	التكرار	النسبة %
I 38	Neighborhood	طبيعة الحي الذي تقيم فيه الأسرة	اسمي	لم يحدد	0	177	7.49
				حي قديم	1	717	30.34
				حي جديد	2	1,119	47.36
				حي راقي	3	350	14.81
I 39	NearestPolStn	المسافة بين مكان إقامة الأسرة وأقرب مركز للشرطة	ترتيبي	لم يحدد	0	176	7.45
				قصيرة	1	717	30.34
				متوسطة	2	1,119	47.36
				بعيدة	3	351	14.85
I 40	UniResidence	مكان إقامتك أثناء الدراسة الجامعية	اسمي	لم يحدد	0	109	4.61
				المدينة الجامعية	1	79	3.34
				أسكن مع أسرتي بمنطقة الجامعة	3	195	8.25
				أسكن بدون أسرتي بمنطقة الجامعة	1	312	13.20
				أسكن مع أسرتي في مقرها الأصلي	3	1,668	70.59
I 41	Of Uni Res	الحي الذي	ترتيبي	لم يحدد	0	191	8.08



الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود في الاستبيان	التكرار	النسبة %
		تسكن فيه أثناء الدراسة الجامعية		قديم	1	1,037	43.88
				جديد	2	816	34.53
				راق	3	319	13.50
I 42	Traveled Abrd	هل سبق أن قضيت فترة من حياتك بالخارج	ترتيبي	لم يحدد	0	120	13.46
				لا	1	1,929	81.63
				نعم	2	314	13.29
I 43	Period	إذا كانت الإجابة بنعم، فكم هي هذه الفترة	كمي	لم يقم بالخارج	0	2,077	87.90
				أقل من أو يساوي 3 سنوات	1	127	5.37
				من 4-6 سنوات	2	84	3.55
				من 7-9 سنوات	3	15	0.63
				أكثر من 9 سنوات	4	60	2.54

### ثانياً: البيانات الخاصة بالكلية أو المعهد (المستوى الثاني)

وضعت هذه المجموعة من المتغيرات ضمن استبيان مستقل يتم ملئه من قبل الباحث لكل كلية أو معهد، ويمكن توضيح خصائصها كما هو موضح بالجدول رقم

(7) الذي يعرض متغيرات المستوى الثاني الخاصة بالكلية أو المعهد، والتي يرمز لها بالرمز (J) في التحليل متعدد المستويات.

### الجدول رقم (7)

#### متغيرات المستوى الثاني الخاصة بالكلية أو المعهد

الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود في الاستبيان	التكرار	النسبة %
J1	Faculty	رمز الكلية أو المعهد	اسمي	من (32-1)	32-1		
J2	Gender	جنس الطلبة بالكلية	اسمي	طلبة فقط	1	41	1.74
				طالبات فقط	2	0	0.00
				طلبة وطالبات	3	2,322	98.26
J3	ThORPr	طبيعة الدراسة بالكلية	اسمي	نظرية	1	861	36.44
				عملية	2	1,502	63.56
J4	Density	كثافة الطلبة بالكلية	ترتيبي	كثافة متدنية	1	0	0.00
				كثافة متوسطة	2	1,423	60.22
				كثافة عالية	3	940	39.78
J5	PlaceFaculty	موقع الكلية	اسمي	داخل حرم جامعي	1	892	37.75
				خارج الحرم الجامعي	2	1,471	62.25
J6	SizeFaculty	حجم الكلية	ترتيبي	أقل من	1	1,679	71.05
				مثلها	2	413	17.48

الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود في الاستبيان	التكرار	النسبة %
		مقارنة بحجم كلية تجارة المنصورة		أكبر منها	3	271	11.47
J7	NationalCity	طبيعة المدينة التي بها الكلية أو المعهد	ترتيبي	حضرية إلى حد ما	1	1,242	52.56
				حضرية	2	1,121	47.44
J8	NationalPlace	طبيعة مكان الكلية أو المعهد	ترتيبي	غير مزدحمة	1	795	33.64
				متوسطة الازدحام	2	344	14.56
				عالية الازدحام	3	1,224	51.80

### ثالثاً: البيانات الخاصة بالجامعة (المستوى الثالث)

كذلك كانت هذه المجموعة من المتغيرات ضمن الاستبيان المستقل الذي يتم ملئه من قبل الباحث لكل كلية أو معهد، ويمكن توضيح خصائصها كما هو موضح بالجدول رقم (8) الذي يعرض متغيرات المستوى الثالث الخاصة بالجامعات أو الأكاديميات والمعاهد. والتي يرمز لها بالرمز (K) في التحليل متعدد المستويات.

### الجدول رقم (8)

متغيرات المستوى الثالث الخاصة بالجامعات أو الأكاديميات والمعاهد

الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود	التكرار	النسبة %
K1	University	اسم الجامعة	أسمي	الجامعة العمالية بالمنصورة	1	36	1.52
				جامعة الدلتا للعلوم والتكنولوجيا	2	45	1.90
				جامعة المنصورة	3	671	28.40
				المعهد العالي للتكنولوجيا	4	27	1.14
				جامعة دمياط	5	914	38.68
				جامعة بورسعيد	6	670	28.35
K2	Rank	تصنيف الجامعة	أسمي	خاصة	1	107	4.53
				حكومية	2	2,256	95.47
K3	YearCreate	تاريخ إنشائها	أسمي	جامعة حديثة	1	675	28.57
				جامعة عريقة	2	1,688	71.43

على أنه سيتم معالجة هذه المتغيرات حسب طبيعتها لتحديد العلاقة بين كل من المتغيرات التابعة كل على حدة، وكافة هذه المتغيرات المستقلة بصورة منفصلة ضمن الفصل التالي:

#### رابعاً: البيانات الخاصة بالمحافظة (المستوى الرابع)

تم وضع رمز أو كود لكل محافظة من المحافظات الثلاثة بديلاً عن أسمها والذي لا يمكن تحليله كونه لفظي، حيث تم تحديد الكود (1) كرمز لمحافظة الدقهلية، والكود (2) كرمز لمحافظة دمياط، ثم الكود (3) كرمز لمحافظة بورسعيد، وذلك كما هو موضح بالجدول رقم (9) الذي يعرض متغيرات المستوى الرابع الخاص بالمحافظات. والتي يرمز لها بالرمز (L) في التحليل متعدد المستويات.

#### الجدول رقم (9)

##### متغيرات المستوى الرابع الخاصة بالمحافظات

الرمز	الاسم	وصف المتغير	طبيعة المتغير	عوامل المتغير	الكود في الاستبيان	التكرار	النسبة %
L1	GovCode	اسم المحافظة	أسمي	الدقهلية	1	751	31.78
				دمياط	2	941	39.8
				بورسعيد	3	671	28.4

على أنه سيتم معالجة هذه المتغيرات حسب طبيعتها لتحديد العلاقة بين كل من المتغيرات التابعة كل على حدة، وكافة هذه المتغيرات المستقلة بالتفصيل في الفصل الثالث من الدراسة.

#### خطة البحث :

لتحقيق أهداف هذا البحث، يمكن استكمال هذا البحث من خلال الفصول التالية:

الفصل الأول: البيانات متعددة المستويات

الفصل الثاني: نماذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات

الفصل الثالث: التحليل الإحصائي لبيانات الخوف من الجريمة

الفصل الرابع: النتائج والتوصيات

المراجع

ملحق الدراسة: الاستبيان

ملخص الدراسة باللغة الإنجليزية

المرفقات: (CD) تحتوي على البيانات وملف على برنامج Excel لاستخراج

النتائج.

## الفصل الأول

### البيانات متعددة المستويات

#### مقدمة :

في العقود الأخيرة تم استخدام التحليل متعدد المستويات أو Multi-level analysis في العديد من المجالات الصحية والطبية وفي مجال الجغرافيا، والتطبيقات التربوية والاجتماعية، حيث يهتم الباحثون ضمن هذا التحليل بتحديد ودراسة طبيعة العلاقة بين سلوك الأفراد أو وحدات الدراسة، والمتغيرات الاجتماعية والبيئية والاقتصادية في البيئات المختلفة التي يعيشون فيه وينتمون إليها. وفي مثل هذه البيانات الهرمية، وعندما يمكن الفصل بوضوح بين المتغيرات المتعلقة بالأفراد في المستوى الأول، وبين تلك المتغيرات المتعلقة بالجماعات (المستوى الثاني) التي تنتمي إليها الأفراد بشكل واضح، فإنه يمكن توظيف هذا النوع من التحليل في تحديد طبيعة وشكل العلاقة بين الأشخاص والجماعات التي ينتمون إليها، بل وتحديد أثر الجماعات في المستوى الثاني على الأفراد في المستوى الأول. وفي هذا الفصل محاولة لإلقاء الضوء على هذا النوع من التحليل متعدد المستويات بشكل عام، من خلال تحديد طبيعة البيانات المستخدمة في التحليل متعدد المستويات، ثم أنواع النماذج الإحصائية التي يمكن توظيفها في معالجة البيانات متعددة المستويات، وذلك من خلال مبحثين وفق الآتي.

### المبحث الأول

#### أنواع البيانات في التحليل متعدد المستويات

في البحوث المعتمدة على البيانات متعددة المستويات، تكون طبيعة أو هيكل البيانات التي يتم الحصول عليها من مجتمع الدراسة المستهدف في شكل هرمي،

حيث يمكن التوصل إلى عملية وصف كمي جيدة لمتغيرات المجتمع. إلا أنه هناك العديد من التحديات للوصول إلى نتائج عن تلك المتغيرات، حيث تعتمد البيانات على بعضها البعض ويكون هناك حالة من الارتباط بين المشاهدات من مستوى من البيانات إلى آخر، ويحدث الارتباط بين المشاهدات نتيجة تعدد المستويات ضمن البيانات الهرمية. في هذه الحالة فإن استخدام النماذج الإحصائية وحيدة المستوى غير فعال على الإطلاق<sup>26</sup>، ولذلك فإنه للتوصل إلى استنتاجات جيدة عن المجتمع على هذه الصورة الهرمية، فإننا في حاجة إلى نموذج إحصائي معقد مثل النماذج متعددة المستويات، والذي يتطلب حسابات معقدة وغير مباشرة. وفي هذا المبحث نعرض لمقدمة عامة في هذا النوع من التحليل.

### المقصود بالمستوى Level:

من المهم ونحن في بداية التعريف بالنماذج متعددة المستويات، أن نحدد ما هو المقصود بالمستوى Level، والذي يختلف كثيراً عن مفهوم المتغير المعروف من وجهة النظر الإحصائية<sup>27</sup> Goldstein. فالمستوى الوحيد هو مجموعة من المفردات أو المشاهدات أو الوحدات الجزئية مثل: (طلبة) التي تشترك في مجموعة من الخصائص المتشابهة والتي ربما تميزها عن مجموعة أخرى من المفردات، بحيث يمكن القول بأنها مجتمع إحصائي فريد يمكن تحديد ملامحه والوصول إليه بذاته. إلا أنه في حالة وجود مستوى تالي (أعلى) لهذا المستوى، فلا بد أن يكون هذا المستوى (التالي) أو الثاني عبارة عن وحدات أكبر، وهذه لابد وأن تشمل المفردات

<sup>26</sup>Md. Hasinur Rahaman Khan and J. Ewart H. Shaw, (2011), Multilevel Logistic Regression Analysis Applied to Binary Contraceptive Prevalence Data, Op Cit, P 95.

<sup>27</sup>Goldstein, H. , & Rasbash, J. (1996). Improved approximations for multilevel models with binary responses. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 159.



أو المشاهدات أو الوحدات الجزئية في المستوى السابق أو الأول، مثل: (الكليات) سواء بصورة متداخلة\* Nested data/غير متداخلة Un nested data .

أما في حالة وجود مستوى ثالث من البيانات، فيجب أن يكون من الوحدات الأكبر التي لا بد وأن تشمل المفردات أو المشاهدات أو الوحدات في المستوى الثاني، مثل: (الجامعات) والمحددة ضمن المستوى الثاني (سواء بصورة متداخلة أو غير متداخلة). وفي حالة وجود مستوى رابع من البيانات، فيجب أن يكون من الوحدات الأكبر التي لا بد وأن تشمل المفردات أو المشاهدات أو الوحدات في المستوى الثالث، مثل: (المحافظات) والمحددة ضمن المستوى الثالث (سواء بصورة متداخلة أو غير متداخلة).

هذا مع توافق شرط أن تكون تلك المجموعات المشتملة على تلك الوحدات عبارة عن عينة عشوائية من مجتمع كبير لتلك الوحدات. وهنا تكون المفردات (الطلبة) وهي الوحدة التي لا تجزأ (ضمن هذا الوصف) بمثابة المستوى الأدنى أو الأول، في حين تكون المجموعات (الكليات) بمثابة المستوى الثاني. على أنه يجب أن يتوافر لكل مستوى من المفردات مجموعة من الخصائص التي يمكن وضعها في صورة متغيرات عشوائية سواء نوعية أو كمية.

---

\* البيانات المتداخلة يكون فيها كل مفردة من المفردات في المستوى الأول تنتمي إلى وحدة أو مفردة واحدة وواحدة فقط من مفردات المستوى الثاني، وكذلك تكون كل وحدة أو مفردة من مفردات المستوى الثاني تنتمي إلى مفردة واحدة فقط من مفردات المستوى الثالث وهكذا. ومثال ذلك الطلبة الذين ينتمون لكليات، وهذه الكليات تنتمي لجامعة واحدة، وهذه الجامعات توجد في محافظة واحدة. على العكس في البيانات غير المتداخلة فإنه يمكن لوحدة المستوى الأول أن تنتمي لأكثر من وحدة من وحدات المستوى الثاني وهكذا، ومثال ذلك الطلبة في منطقة معينة ينتمون لعدة مدارس، كما أن الطلبة في إحدى المدارس الثانوية يلتحقون بكليات مختلفة أو جامعات مختلفة.

### ماهية التحليل متعدد المستويات:

التحليل متعدد المستويات هو نوع من التحليل الإحصائي الذي تفرضه الطبيعة التي تتواجد بها البيانات محل الدراسة، والتي تكون فيها مفردات مجتمع الدراسة (طلبة) تنتمي في مجموعات متباينة إلى مجموعات مجمعة بعدد أقل (كليات)، كما أن هذه الأخيرة تنتمي بأعداد متباينة إلى عدد أقل من الوحدات الأكبر (جامعات) وهكذا<sup>28</sup>. وهذا التعريف السابق للمستوى ينطبق على مجتمع مفردات الدراسة الأكثر عدداً (الطلبة)، ثم أن نفس الصفة تنطبق على الوحدات التي تنتمي إليه المفردات (الكليات)، وكذلك الحال بالنسبة للوحدات الأقل عدداً التي تنتمي إليها الوحدات (الجامعات).

ففي التحليل وحيد المستوى، يكون هناك إما طلبة، أو كليات، وإما جامعات كوحدات للدراسة، وفي مثل هذه الحالة تؤثر المتغيرات التفسيرية على المتغير التابع بصورة مستقلة عن بعضها البعض، ويكون نتيجة لذلك أن هناك خطأ عشوائي وحيد في نموذج الانحدار المحدد لتلك العلاقات. وهذا الخطأ يفترض أنه يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط الصفر وانحراف معياري معين، وفي هذا النوع من التحليل (وحيد المستوى) يكون تأثير المتغيرات المستقلة مباشراً على المتغير التابع (وإن كان تأثر بالمتغيرات التفسيرية الأخرى) إلا أن هذا التأثير يكون غير مقبولاً في حالة زيادته ويجب حذف المتغير التفسيري الأكثر ارتباطاً بالمتغيرات التفسيرية الأخرى.

أما حالة وجود أكثر من مستوى من البيانات، فإن مجموعة من وحدات المستوى الأول تتبع جميعها وحدة واحدة من وحدات المستوى الثاني، وبالتالي تتأثر جميعها بخصائص تلك المجموعة، أو بمعنى آخر تؤثر وحدات المستوى الثاني بنفس التأثير

<sup>28</sup>Rasbash, J. , Steele, F. , Browne, W. J. and Goldstein, H. (2009), *A User's Guide to MLwiN*, v2. 10. Centre for Multilevel Modelling, University of Bristol. P. 54.

على كافة متغيرات المفردات التي تنتمي إليها. ونتيجة لذلك تتحدد المتغيرات التفسيرية المحددة لوحدة المستوى الأول بناء على خصائص تلك الوحدة بعينها من وحدات المستوى الثاني مع وجود حد عشوائي بين وحدات المستوى الأول. وعليه فإنه في حالة وجود أكثر من وحدة في المستوى الثاني<sup>29</sup>، يكون لكل منها تأثير ثابت على المفردات المنتمية إليها إلا أن هذا التأثير متباين من وحدة إلى أخرى، وبالتالي يحدث تباين بين مفردات المستوى الأول نتيجة تلك التبعية، إضافة إلى التباين المتواجد بين تلك المفردات. وعليه يتأثر المتغير التابع الذي يقيس ظاهرة معينة في مفردات المستوى الأول بنوعين من التباين، لابد من تحديد كل منهم على حدة، وهذا ما تنصب عليه فلسفة التحليل متعدد المستويات. مع إمكانية القول أنه في التحليل متعدد المستويات ربما يكون الأمر أكثر تعقيداً في حالة وجود متغيرات في المستوى الثالث مثلاً (نوع الجامعة خاصة أم عامة) وبين بعض المتغيرات الخاصة بالمستوى الأول (الحالة الاقتصادية لأسرة الطالب)، وهنا تتعدد الحدود العشوائية التي يجب تقديرها بصورة علمية لكي نحدد أثر كافة المتغيرات في كافة المستويات على متغير تابع يقيس ظاهرة ما لدى مفردات المستوى الأول.

وكما هو الحال بالنسبة للتحليل وحيد المستوى، تختلف طبيعة النماذج الإحصائية التي توظف في التحليل متعدد المستويات نتيجة لطبيعة المتغير التابع في المقام الأول، ثم إلى طبيعة المتغيرات التفسيرية في كافة المستويات محل الدراسة. هذا مع الإشارة إلى أنه في التحليل متعدد المستويات لابد أن يكون لدينا على الأقل 20 وحدة من الوحدات في المستوى الأعلى، وهذا يعني ضمناً أن عدد الوحدات في المستوى التالي (الأدنى) يكون على الأقل ضعف هذا العدد، وهذا ينطبق على المستوى الأدنى أيضاً.

<sup>29</sup>Jan de Leeuw and Erik Meijer (Eds. ), (2007) Handbook of Multilevel Analysis, Berlin Heidelberg NewYork, Hong Kong London, PP. 1-20.

### استخدامات التحليل متعدد المستويات:

تطور استخدام التحليل متعدد المستويات منذ فترة طويلة على أثر الفوائد التي تحققت من هذا الاستخدام، والذي يرجع إلى أن النماذج متعددة المستويات توفر أدوات إحصائية مفيدة في تحليل الظواهر الاجتماعية التي تتوافر بياناتها في عدة مستويات هرمية سواء متداخلة أو غير متداخلة، إضافة إلى الأسباب التالية<sup>30</sup>:

1. من خلال النماذج متعددة المستويات في وجود البيانات الهرمية يمكن الإبقاء على الأخطاء أو البواقي في كل مستوى من مستويات البيانات الهرمية. على سبيل المثال، يشمل النموذج ذو المستويين والذي يتيح تصنيف نتائج الطلاب في الكليات تحديد الأخطاء على مستوى الطلاب وعلى مستوى الكلية. وبالتالي، يتم تقسيم الأخطاء إلى مكون بين المدارس (الأخطاء على مستوى المدرسة) ومكون داخل الكليات (الأخطاء على مستوى الطلاب)، وتمثل بواقي الكلية التي يطلق عليها الخصائص غير الملحوظة في الكلية والمؤثرة في درجة الخوف من الجريمة لدى الطلاب. وتساهم هذه المتغيرات غير الملحوظة في الربط بين نتائج الطلاب في الكلية الواحدة. كذلك يمكن أيضاً التوسع في النماذج متعددة المستويات في الهياكل غير الهرمية كالمقاطعة على سبيل المثال، حيث يمكن إدخال الطلاب في التصنيف المتقاطع للأحياء السكنية أو المدن أو المحافظات التي يقيم فيها الطلاب.

2. يمكن استخدامه في العديد من الأغراض المختلفة، وبشروط أقل من شروط طريقة المربعات الصغرى، فيمكن استخدامه في العديد من الدراسات والبحوث مثل الدراسات التجميعية والتي تشتمل على عدد من الدراسات الأخرى، التحليل

<sup>30</sup>Androw G. , Jennifer H. , (2007), Data Analysis Using Regression And Multilevel/ Hierarchical Models, Op. Cit, P. 302.

- ذو القياسات المتكررة والذي يستخدم فيه قيمتين على الأقل لكل فرد في المجموعات التي تتم مقارنتها.
3. تتعامل النماذج متعددة المستويات مع البيانات وفق طبيعتها كمستويات متعددة، وتأخذ في الاعتبار التأثيرات الفردية عند حساب التقديرات الإحصائية.
4. بالرغم من أن جذور النماذج متعددة المستويات تمتد إلى الانحدار المتعدد العادي، إلا أنها لا تعتمد على الكثير من الافتراضات المقيدة مثل ما هو معروف من فروض طريقة المربعات الصغرى، كما أن نماذج الانحدار المتعدد يمكن أن ينتج عنها نماذج متوقعة دقيقة للغاية. بالإضافة إلى ذلك، تستخدم مقدرات الإمكان الأعظم في تقدير التأثيرات العشوائية في نماذج الانحدار المتعدد، مما يزيد من دقة النتائج مع عدم توافر افتراضات شروط طريقة المربعات الصغرى<sup>31</sup>.
5. تتيح النماذج متعددة المستويات تحديد مجموعة معينة من المتغيرات التفسيرية لكل مستوى من مستويات البيانات بشكل منفصل بدلاً من افتراض أن نموذج تنبؤ يعطي متوسط عام يمكن تطبيقه في كافة المستويات.

### أنواع البيانات متعددة المستويات:

في الواقع هناك أنواع متعددة من البيانات التي يتم الحصول عليها من التعدادات العامة وفي الدراسات الميدانية للأغراض المختلفة، من المهم أن نحدد في البداية لمعرفة إلى أي نوع منها يمكن تصنيف بيانات الدراسة، إذ أن التحليل متعدد المستويات يوظف بصورة أساسية لمعالجة البيانات الهرمية Hierarchical

<sup>31</sup> Androw G. , Jennifer H., Op. Cit, P. 302.

Structures Data (HSD)، وهنا سوف نستعرض أنواع البيانات الهرمية مع إعطاء بعض الأمثلة، حيث يوجد هناك خمسة أنواع من البيانات هي<sup>32</sup>:

#### أولاً: البيانات الهرمية Hierarchical

يعد هذا التصنيف للبيانات من التصنيفات العامة والشائعة، ففي حالة البيانات في مستويين في صورة بناء هرمي، فإنه يشترط أن تكون كافة وحدات المستوى الأول متداخلة ضمن وحدات المستوى الثاني، وفي حالة وجود ثلاث مستويات، تكون وحدات المستوى الثاني بالكامل متداخلة أو مشمولة ضمن وحدات المستوى الثالث وهكذا، ومثال ذلك:

- ◆ الطلبة (الذين يمثلون المستوى الأول) ضمن المدارس (التي تمثل المستوى الثاني).
- ◆ الأشخاص (الذين يمثلون المستوى الأول) ضمن المناطق الجغرافية أو الأحياء السكنية (التي تمثل المستوى الثاني).

#### ثانياً: البيانات الهرمية متكررة القياس Hierarchical – repeated measures

يعد هذا التصميم من البيانات حالة خاصة من البيانات الهرمية المشار إليها، ويتواجد هذا النوع من البيانات في حالة أخذ قياسات متكررة عن وحدات المستوى الأول وفق أزمنة محددة تتعلق بالمستوى الأعلى<sup>33</sup>، ومثال ذلك:

- ◆ درجات تقييم الطلبة في المدارس المختلفة، والتي يتم تكرارها في الشهور أو الفصول الدراسية بصورة متكررة.

<sup>32</sup> Rasbash, J. , Steele, F. , Browne, W. J. and Goldstein, H. (2009), *A User's Guide to MLwiN*, v2. 10. Op. Cit. (Chapters 2-12).

<sup>33</sup> Goldstein, H. (1998), *Random coefficient repeated measure models*. In *Encyclopedia of Biostatistics* (ed. P. Armitage and T. Colton). London: Wiley

- ♦ استطلاعات الرأي التي تؤخذ عن موضوع معين في فترات متتالية ضمن مناطق معينة أو في الكليات أو الجامعات أو الوزارات المختلفة.
- ♦ المقاييس الصحية التي يتم تكرارها في المناطق المختلفة أو التجمعات المختلفة من فترة لأخرى.

### ثالثاً: البيانات الهرمية متعددة المتغيرات Hierarchical-multivariate

تتواجد البيانات الهرمية متعددة المتغيرات عندما تتوافر بيانات عن أكثر من متغير وحدات الدراسة في المستوى الأول مع التأكيد على أن كافة وحدات المستوى الأول توجد ضمن وحدات المستوى الثاني، وهنا يمكن استخدام نموذج منفصل لكل متغير على حدة يأخذ في الاعتبار الارتباط بين وحدات المستوى (ومن الممكن المستوى الأعلى) وكذلك تقاطع البواقي (الأخطاء العشوائية) مع المتغير<sup>34</sup>، ومثال ذلك:

- ♦ درجات الطلبة في مختلف المواد العلمية.
- ♦ الدرجات التي يحصل عليها الطالب على عناصر اختبار الذكاء.
- ♦ استجابة أفراد المجتمع على العبارات التي يتم صياغتها ضمن استطلاعات الرأي العام عن الموضوعات السياسية والاجتماعية.

## المبحث الثاني

### نماذج التحليل متعدد المستويات

بناء على التحديد السابق لأنواع البيانات، فإنه تختلف النماذج الإحصائية التي يتم من خلالها وصف أنواع تلك البيانات، وهذه البيانات الهرمية متعددة المستويات ليس لها

<sup>34</sup>Browne, W. J. (2009) *MCMC Estimation in MLwiN*, v2. 10. Centre for Multilevel Modeling, University of Bristol. (Chapter 16 and 18).

شكل واحد وإنما لها أشكال مختلفة، فمنها البيانات المتداخلة ومنها البيانات غير المتداخلة وكذلك البيانات في شكل مجتمعي مركب، وكافة هذه الأنواع تكون في مستويين أو أكثر، حيث تصنف تلك النماذج الإحصائية إلى ثلاثة تصنيفات رئيسية هي:

التصنيف الأول: النماذج المتداخلة Nested Models

التصنيف الثاني: النماذج غير المتداخلة Non-Nested Models

التصنيف الثالث: البناء المجتمعي المركب Complex population structures

حيث يشتمل كل تصنيف على عدد من النماذج وفق عدد مستويات البيانات، ويمكن الإشارة إلى تلك النماذج كما يلي:

### التصنيف الأول: النماذج المتداخلة

بداية يقصد بالبيانات المتداخلة Nested Data تلك البيانات الهرمية التي يكون فيها كافة مفردات المستوى الأول تنتمي إلى كافة مفردات المستوى الثاني، وتلك المفردات في المستوى الثاني تنتمي بالكامل إلى مفردات المستوى الثالث وهكذا، وتوظف النماذج المتداخلة Nested Models في وصف وتحديد العلاقات بين البيانات في المستويات المختلفة ضمن البيانات الهرمية والبيانات الهرمية متعددة القياس والبيانات الهرمية متعددة المتغيرات المشار إليها سابقاً، حيث تختلف طبيعة النموذج حسب مستويات تلك البيانات كما يلي:

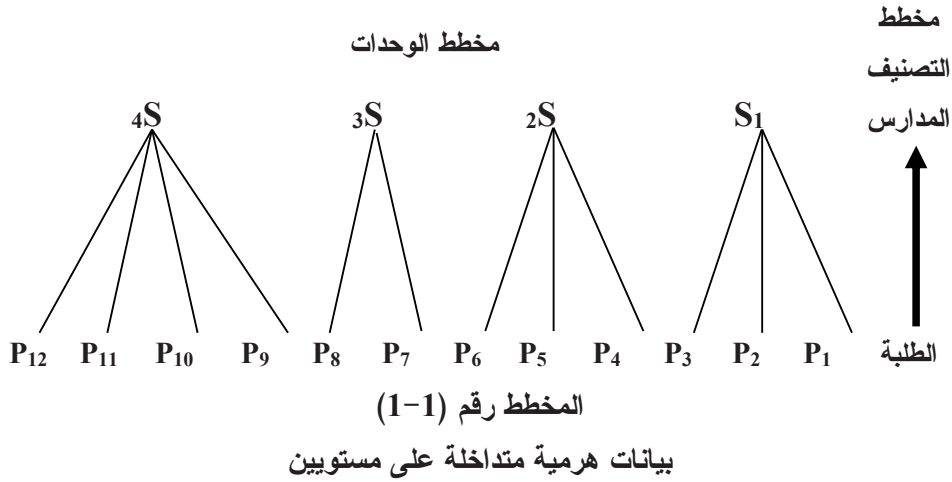
#### أولاً: في حالة مستويين

##### أ- نموذج لمستويين متداخلين Two level nested

تعد الحالة الأولى من البيانات الهرمية، تلك التي يكون بها مستويين متداخلين من البيانات، كما في حالة وجود مجموعة من الطلبة ينتمون إلى عدد من



المدارس<sup>35</sup>، وبذلك تكون البيانات عبارة عن مستويين أثنتين، كما أنها تعتبر بيانات هرمية حيث ينتمي كل مجموعة من الطلبة إلى مدرسة معينة كما في المخطط رقم (1-1) التالي:

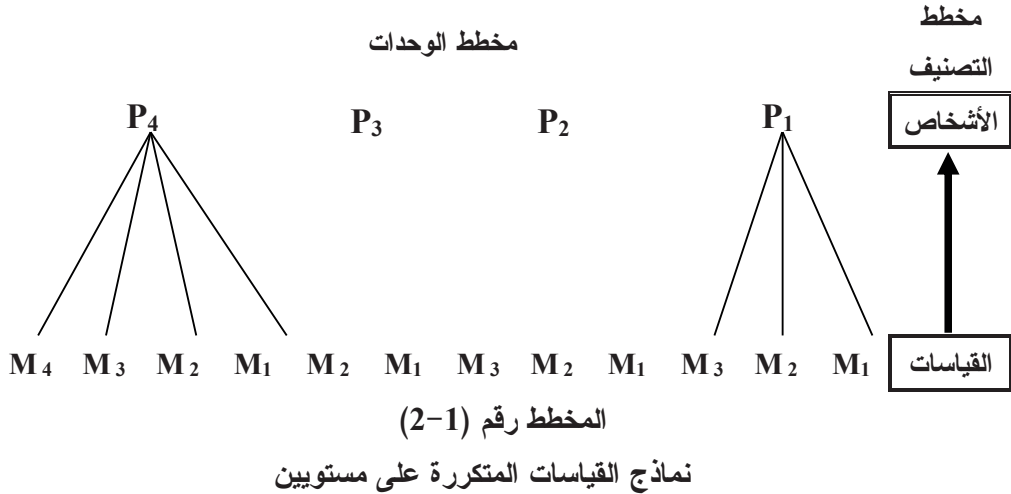


فالطلبة من (1-3) ينتمون للمدرسة الأولى، والطلبة (4-5) ينتمون للمدرسة الثانية، وهكذا. حيث تشير نقاط الالتقاء في المخطط إلى المستويات وتشير الأسهم إلى العلاقات المتداخلة، وبذلك يكون هناك مستويين، المستوى الأول هو الطلاب، والمستوى الثاني هو المدرسة ضمن نموذج بيانات متداخلة على مستويين.

<sup>35</sup>Rasbash, J., Steele, F. , Browne, W. J. and Goldstein, H. (2009) A User's Guide to MLwiN, Op. Cit, (Chapter 12).

### ب- نموذج لمستويين متداخلين لقياسات متكررة

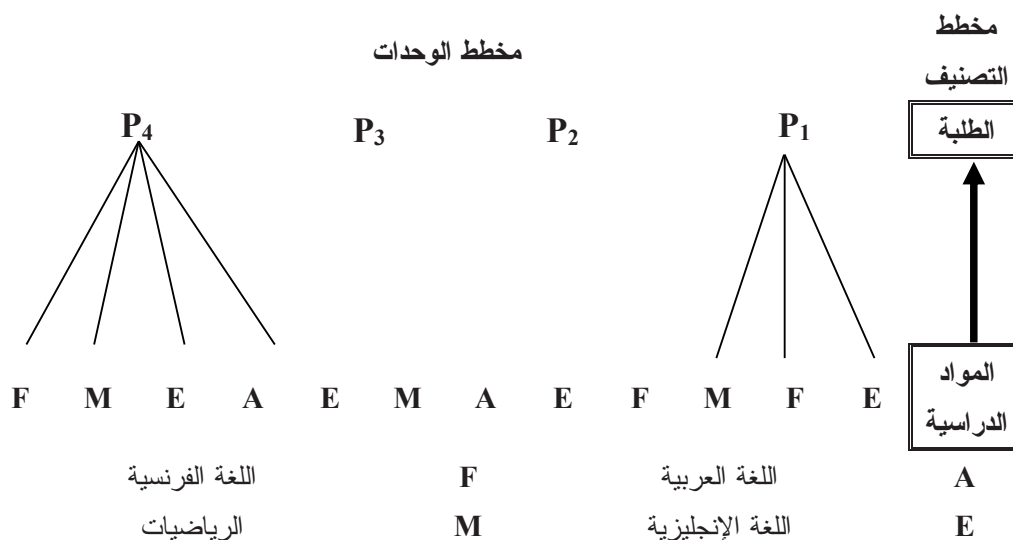
ينتمي نموذج القياسات المتكررة إلى نماذج البيانات الهرمية المتداخلة، وفي هذا النموذج يتم أخذ عدد من القياسات من/ على نفس المفردة، وبذلك تعتبر هذه القياسات بمثابة المستوى الأول للبيانات في حين تعتبر المفردة أو الشخص بمثابة المستوى الثاني، مع ملاحظة أنه في نماذج القياسات المتكررة ذات المستويات المتعددة Multilevel repeated measures model، يمكن أن يكون عدد القياسات مختلف لكل فرد، فقد يكون لأحدهم عدد مختلف من القياسات عن الآخر، فمثلاً يتم القيام ببعض الاختبارات الطبية على المرضى من وقت لآخر، إلا أنه لا يشترط أن تكون هذه القياسات متشابهة لكافة المرضى، ويمكن تمثيل هذا النموذج من البيانات كما في المخطط رقم (2-1) التالي<sup>36</sup>:



<sup>36</sup>Harvey Goldstein, Cross-classified and Multiple Membership Structures in Multilevel Models: An Introduction and Review Antony Fielding, Research Report RR791, PP. 7.

### ج- نموذج لمستويين متداخلين لمتغيرات متعددة

ينتمي نموذج المتغيرات المتعددة أيضاً إلى نماذج البيانات الهرمية المتداخلة، وفي حالة وجود مستويين وفق هذا النموذج، يتم أخذ عدد من المتغيرات المختلفة أو المتباينة في المستوى الأول، عن الوحدات الموجودة في المستوى الثاني، فمثلاً يمكن أخذ قياسات عن مواد مختلفة (اللغة العربية، الإنجليزية الفرنسية، الرياضيات... الخ) لبعض الطلاب ويتم من خلالها تقييم مستوى ذكاء هؤلاء الطلبة، وفي هذه الحالة ليس من الضروري أن تكون المواد محل التقييم متشابهة في النوع أو العدد لجميع الطلاب، ويمكن تمثيل هذا النموذج من البيانات كما في المخطط رقم (1-3) التالي<sup>37</sup>:



المخطط رقم (3-1)

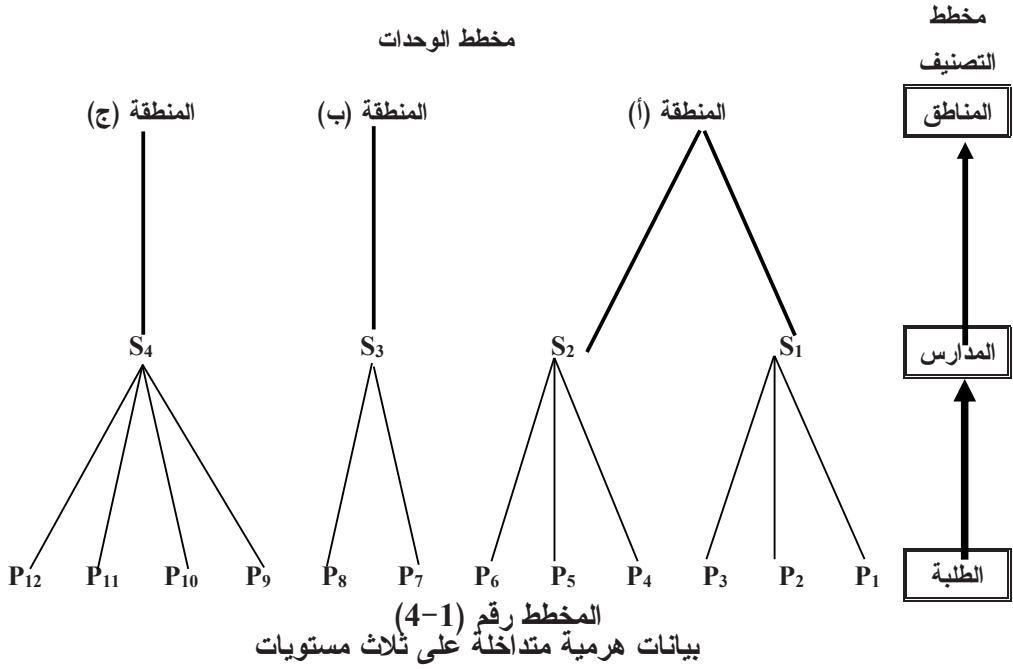
نماذج المتغيرات المتعددة على مستويين

<sup>37</sup> Rasbash, J. and et Al., Op. Cit, (Chapter 12).

ثانياً: في حالة ثلاث مستويات متداخلة

أ- ثلاث مستويات متداخلة

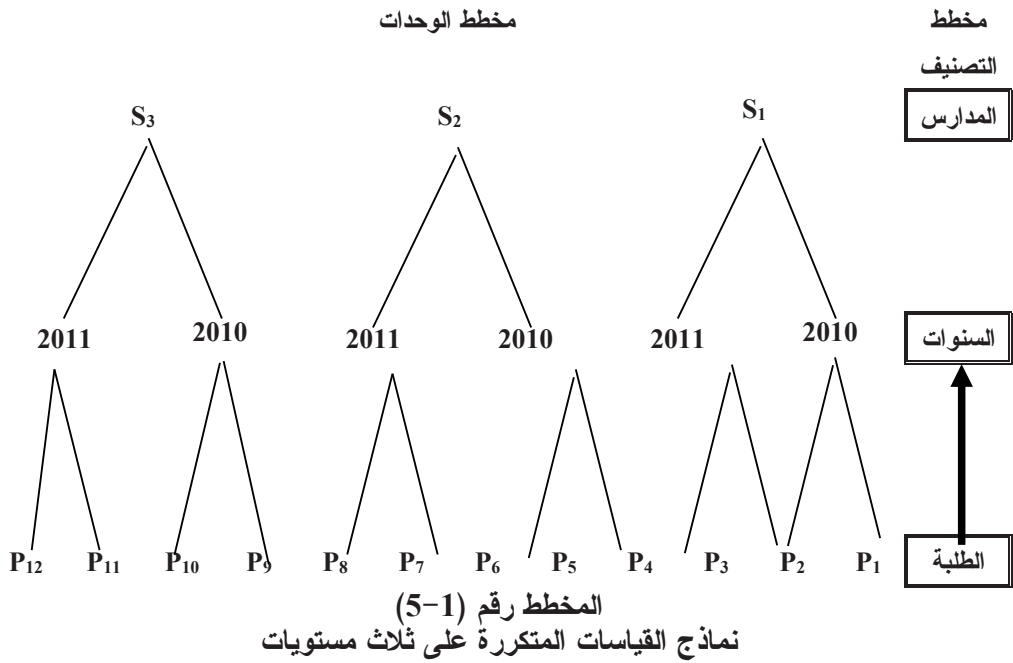
تعد الحالة الثانية من البيانات الهرمية، تلك التي يكون بها ثلاث مستويات متداخلة أو مترابطة من البيانات، ففي حالة وجود مجموعة من المتغيرات عن الطلبة ومتغيرات أخرى عن المدارس التي ينتمي إليها الطلاب، ثم متغيرات أخرى عن المنطقة الجغرافية التي يعيش فيها الطالب، فإن مثل هذه البيانات الهرمية يكون لها ثلاث مستويات، حيث ينتمي كل مجموعة من الطلبة إلى مدرسة معينة، فالطلبة من (1-3) ينتمون للمدرسة الأولى، والطلبة (4-5) ينتمون للمدرسة الثانية، في حين أن المدرستين الأولى والثانية يقعان في المنطقة الأولى، في حين أن المدرسة الثالثة فقط تنتمي للمنطقة الثانية، والمدرسة الرابعة تنتمي إلى المنطقة الثالثة، وهكذا. ويمكن تمثيل هذا النموذج من البيانات كما في المخطط رقم (4-1) التالي<sup>38</sup>:



<sup>38</sup>Harvey Goldstein, Op. Cit., PP. 19.

### ب- نموذج ثلاث مستويات متداخلة لقياسات متكررة:

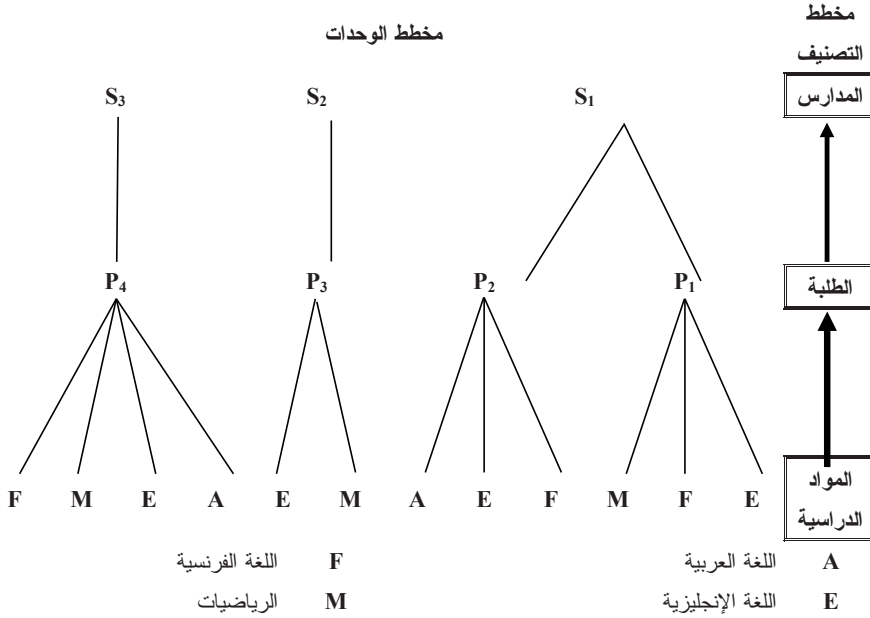
في هذه الحالة يشير هذا النموذج الثلاثي المستويات إلى أن المستوى الأول يعبر عن الطلبة، في حين أن المستوى الثاني يمثل القياسات المختلفة في عامين متتاليين، أما المستوى الثالث فيمثل المدارس المختلفة، وفي هذه الحالة ليس هناك حاجة لتوازن البيانات مرة أخرى، حيث أنه ليس من الضروري أن تكون كافة الاختبارات قد طبقت على كل الطلبة فيما بين العامين، وفي هذا التصميم الهرمي للبيانات يمكن أن يختلف عدد الطلبة كذلك في نفس المدرسة من عام لآخر، كما لا يشترط تساوي عدد الطلبة في المدارس، ثم قد يختلف عدد الاختبارات التي قام بها الطلاب داخل كل مدرسة، مما يشير إلى أن البيانات الهرمية الموظفة في التحليل متعدد المستويات للقياسات المتكررة الثلاثي المستوى يستوعب كافة الظروف المتعلقة بالبيانات. ويمكن تمثيل هذا النموذج من البيانات كما في المخطط رقم (5-1) التالي<sup>39</sup>:



<sup>39</sup>Harvey Goldstein, Op. Cit., PP. 21.

### ج- نموذج ثلاث مستويات متداخلة لمتغيرات متعددة:

في حالة وجود ثلاث مستويات وفق هذا النموذج، يتم أخذ عدد من المتغيرات المختلفة في المستوى الأول، عن الوحدات الموجودة في المستوى الثاني، والتي تنتمي إلى وحدات المستوى الثالث فمثلاً يمكن أخذ قياسات عن مواد دراسية مختلفة (اللغة العربية، الإنجليزية الفرنسية، الرياضيات. . الخ) لبعض الطلاب، وهؤلاء الطلاب ينتمون إلى عدد من المدارس تمثل المستوى الثالث، ففي هذه الحالة ليس من الضروري أن تكون المواد محل التقييم متشابهة في النوع أو العدد لجميع الطلاب، كما لا يشترط تساوي عدد الطلاب في كافة المدارس ويمكن تمثيل هذا النموذج من البيانات كما في المخطط رقم (1-6) التالي<sup>40</sup>:

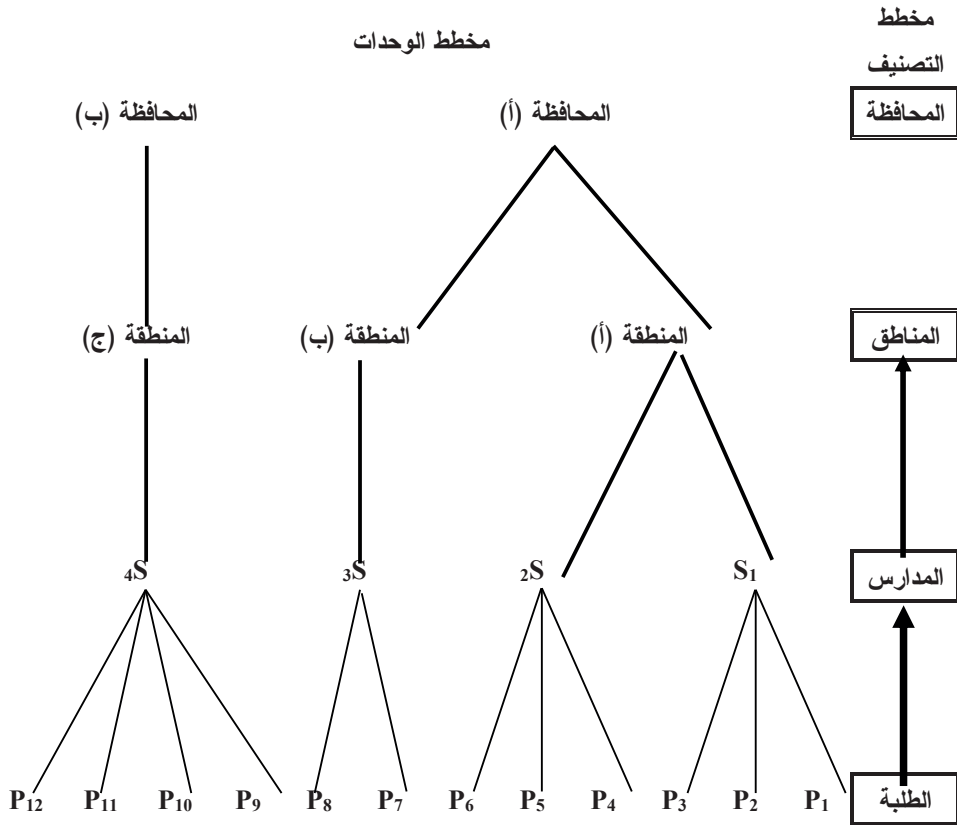


<sup>40</sup>Rasbash, J. and Goldstein, H. Op, Cit: 340.

### ثالثاً: أربع مستويات متداخلة Four level Nested

في هذه الحالة الثالثة من البيانات الهرمية، تلك التي يكون بها أربع مستويات متداخلة، ففي حالة وجود مجموعة من المتغيرات عن الطلبة ومتغيرات أخرى عن الصفوف الدراسية ومتغيرات ثالثة عن المدارس التي ينتمي إليها الطلاب، ثم متغيرات رابعة عن المنطقة الجغرافية التي تقع فيها المدرسة، فإن مثل هذه البيانات الهرمية يكون لها أربع مستويات، حيث ينتمي كل مجموعة من الطلبة إلى صف معين، ثم تنتمي مجموعة من الفصول إلى مدرسة، وتنتمي مجموعة من المدارس إلى منطقة جغرافية معينة، ولا يشترط تساوي عدد الطلاب في كل فصل، ولا يشترط تساوي عدد الفصول في كل مدرسة، كذلك لا يشترط عدد المدارس في كل منطقة، ومن المخططات السابقة يمكن توضيح شكل البيانات الهرمية رباعية المستوى بإضافة مستوى أعلى لكل نوع من البيانات سواء الهرمية العادية، أو القياسات المتكررة أو حالة المتغيرات المتعددة، ويمكن وصف البيانات الهرمية المتداخلة لأربع مستويات كما في المخطط رقم (1-7) التالي<sup>41</sup>:

<sup>41</sup>Rasbash, J. and Goldstein, H. Op, Cit: 345.



### المخطط رقم (7-1)

بيانات هرمية متداخلة على أربع مستويات

وهذا النموذج هو النموذج الذي يشبه إلى حد كبير نموذج البيانات الميدانية التي تم الحصول عليها ضمن هذه الدراسة، حيث يوجد أربع مستويات من البيانات هي المحافظات، ثم الجامعات، ثم الكليات، ثم الطليبة.



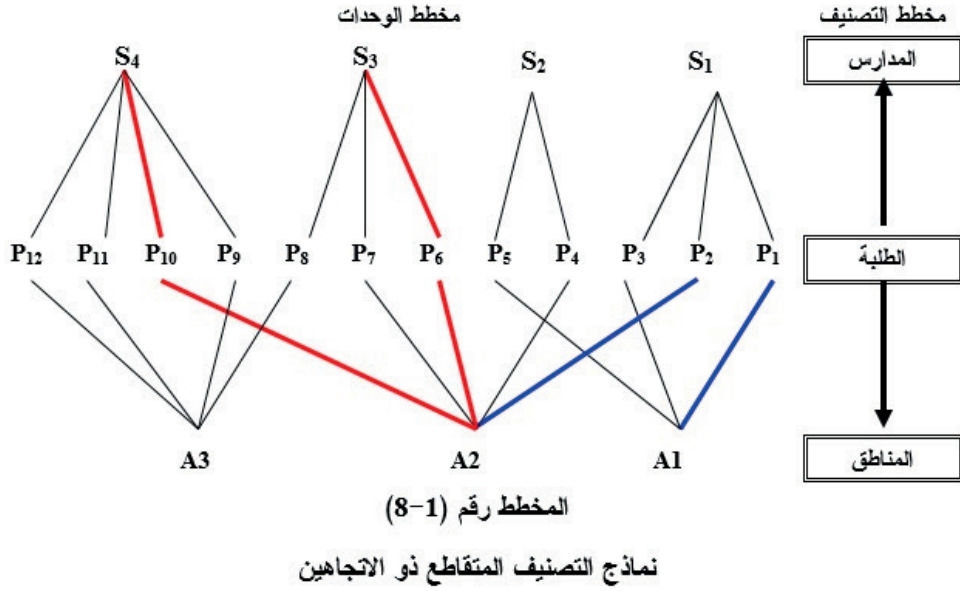
### التصنيف الثاني: النماذج غير المتداخلة

أما البيانات غير المتداخلة Non-Nested Data فهي البيانات التي يسقط عنها شرط البيانات المتداخلة، والتي قد ينتمي بعض مفردات المستوى الأول إلى أكثر من وحدة في المستوى التالي، وتوظف النماذج غير المتداخلة Non-Nested Models في وصف وتحديد العلاقات بين البيانات في المستويات المختلفة ضمن البيانات الغير متداخلة، سواء المتقاطعة في اتجاهين أو نماذج العضوية المتعددة وكذلك النماذج المركبة، وفيما يلي توضيح لهذه النماذج.

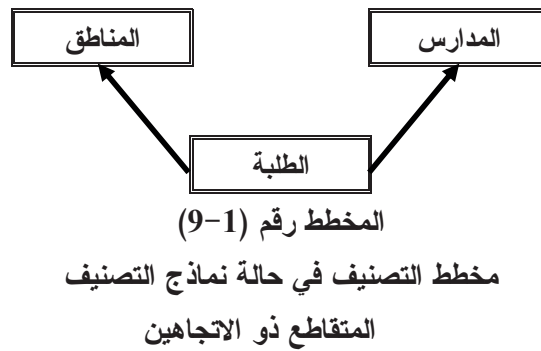
#### أولاً: التصنيف المتقاطع ذو الاتجاهين Two-way cross-classification

وفي هذا التصنيف لهذه النماذج غير المتداخلة يكون الطلاب الذين يمثلون المستوى الأول مشتركين بين المدارس في المستوى الثاني وفق البيانات الهرمية السابق توضيحها، أي أن كل مجموعة من الطلبة تنتمي لمدرسة معينة واحدة، في حين أن هؤلاء الطلبة جاءوا إلى تلك المدرسة من مناطق أو بيئات مختلفة، وهنا تكون الطلبة ممثلة للمستوى الأول، في حين أن المستوى الثاني يتمثل بالنسبة للطلبة في المدارس والمناطق معاً، ويمكن بيان مخطط لهذا النموذج كما في المخطط رقم (8-1) التالي، حيث أن الطلبة (P1, P2, P3) ينتمون للمدرسة S1، في حين أن أحدهم ينتمي للمنطقة الأولى A1 وينتمي الثاني للمنطقة الثانية A2 وكذلك الحال بالنسبة لطلبة المنتمين للمدارس الأخرى، والمناطق الأخرى، وهنا نجد أن الطلبة متقاطعين بين المدارس المختلفة والمناطق المختلفة<sup>42</sup>، أي أن الطلبة بمثابة منطقة التقاطع بين المدارس والمناطق السكنية.

<sup>42</sup>Browne, W. J. (2009) MCMC Estimation in MLwiN, v2. 10. Centre for Multilevel Modelling, University of Bristol. (Chapter 11).



وهنا يمكن تخطيط شكل مخطط التصنيف في هذه الحالة كما في الشكل رقم (9-1) التالي:



وفي هذه الحالة يكون الطلاب مرتبطين بالمدارس، ويكون الطلاب أيضاً مرتبطين بالمناطق السكنية، ولكن ليس هناك علاقة بين المدارس والمناطق، ومن الأمثلة الأخرى عن التصنيفات المتقاطعة ذات الاتجاهين:

- القياسات المتكررة في التصنيف المتقاطع لبيانات للمرضى المعالجين عند طبيب معين، إذ يمكن أن يتوفر لدينا قياسات متكررة (تحاليل طبية) عن المرضى، ولكن قد يتم أخذ مقاييس أخرى للمرضى بواسطة أطباء مختلفين في أوقات مختلفة، كما في الجدول رقم (1-1) التالي<sup>43</sup>:

الجدول رقم (1-1)

التصنيف المتقاطع للمعالجات بين المرضى والأطباء

المرضى	الأطباء			
	الأول	الثاني	الثالث	الرابع
الأول	معالجة 1، معالجة 2			معالجة 3
الثاني	معالجة 2	معالجة 1		
الثالث	معالجة 3		معالجة 1	معالجة 2
الرابع		معالجة 1، معالجة 2	معالجة 3	

- كذلك هناك علامات التصحيح في التصنيف المتقاطع للطلاب والمصححين، حيث يتم تصحيح ورقة امتحان الطالب بواسطة أكثر من مصحح واحد للتحقق من كفاءة عملية التصحيح.
- الطلاب الذين يقعون في التصنيف المتقاطع بين المدارس الابتدائية والمدارس الثانوية حيث يمكن أن يكون لدينا نتائج امتحان الطلاب في عمر

<sup>43</sup>Browne, W. J. Op., Cit., (Chapter 11).

16 عام ونرغب في تقييم التأثير النسبي للمدارس الابتدائية والإعدادية عند بلوغ هذا السن.

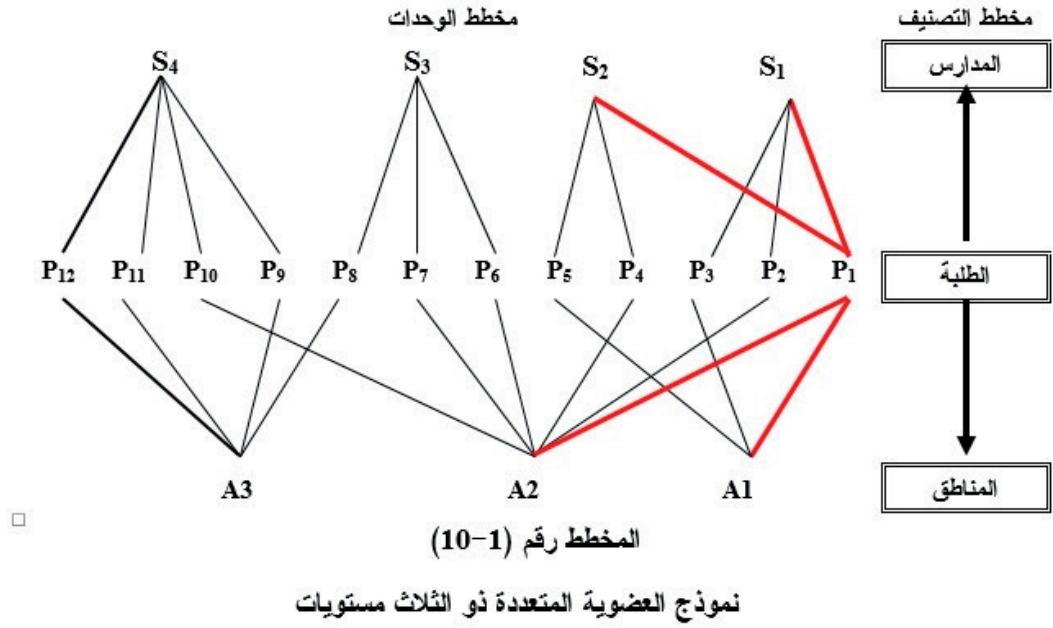
■ كذلك المرضى الذين يقعون في التصنيف المتقاطع بين الطبيب الخاص والمستشفى العام.

■ بيانات الخوف من الجريمة (موضوع البحث) إذ أن الطلبة في المستوى الأول ينتمون للعديد من البيئات، ثم ينتمي مجموعة من الطلبة من بيئات مختلفة إلى كلية معينة، وبالتالي يمكن القول أن هذا النموذج هو الذي ينطبق على بيانات الخوف من الجريمة.

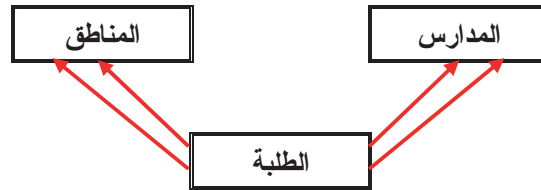
#### ثانياً: نماذج العضوية المتعددة

نماذج العضوية المتعددة Multiple Membership Models يمكن توضيحها كما في حالة التلاميذ المنتمين إلى المدارس المختلفة والمناطق المختلفة، ولنأخذ مثلاً بيانات الطلاب الواقعين في التصنيف المتقاطع للمدرسة بحسب المحافظة. ولنفترض أن الطالب P1 تحرك خلال فترة الدراسة بين منطقة سكنية A1 إلى منطقة سكنية A2 ومن المدرسة S1 إلى المدرسة S2 وفي هذه الحالة أصبح الطلاب من العناصر المتعددة في المناطق والمدارس علاوة على تقاطع المدارس مع المناطق السكنية في بادئ الأمر، كما المخطط رقم (10-1) التالي<sup>44</sup>:

<sup>44</sup>Browne, W. J. Op., Cit., (Chapter 11).



ويكون مخطط التصنيف في هذه الحالة كما في المخطط رقم (11-1) التالي، حيث يشير السهم المزدوج إلى حالات الانتماء أو العضوية المتعددة للطلبة في مدرستين أو منطقتين



المخطط رقم (11-1)  
مخطط التصنيف في حالة العضوية  
المتعددة ذو الثلاث مستويات

ومن الأمثلة الأخرى للنموذج متعدد العضوية تلك النتائج الصحية، حيث تتم معالجة المرضى بواسطة عدد من الممرضات وفي هذه الحالة يصبح تصنيف المرضى في المستوى الأول من العناصر المتعددة للممرضات في المستوى الثاني، نظراً لأن المريض يتم خدمته من أكثر من ممرضة.

### التصنيف الثالث: البناء المجتمعي المركب

ضمن هذا النموذج يتم دراسة البيانات التي تنتمي لكلا التصنيفين السابقين، بمعنى أننا نجد أن العلاقة بين مستويين من البيانات يمكن تصنيفها على أنها متداخلة وفق التصنيف الأول، في حين تكون العلاقة بين مستويين آخرين من البيانات على أنها متداخلة سواء متقاطعة أو متعددة العضوية وفق التصنيف الثاني، ولذلك يسمى بالبناء المجتمعي المركب Complex population structures، فهناك بيانات هرمية وأخرى غير هرمية، أو متداخلة وغير متداخلة. وبذلك يكون قد تحقق الهدف الأول من الدراسة والمتمثل في التعريف بماهية التحليل متعدد المستويات وأهميته واستخداماته، وكذلك أنواع البيانات الهرمية متعددة المستويات وصورها.

### خلاصة الفصل الأول:

في المبحث الأول: تم التعريف بماهية المستوى Level، وماهية التحليل متعدد المستويات، والذي تفرضه طبيعة البيانات وكونها تتواجد في أكثر من مستوى، كذلك تم تحديد الأسباب التي تجعل من المفضل استخدام وهذا النوع من التحليل مقارنة بالتحليل وحيد المستوى. كذلك تم العرض لخمس أنواع من البيانات التي تفرض استخدام التحليل متعدد المستويات، فهناك البيانات الهرمية والتي يشترط فيها أن تكون كل مجموعة من مفردات المستوى الأول تنتمي إلى وحدة واحدة من وحدات المستوى

الثاني، وتكون كل مجموعة من وحدات المستوى الثاني تنتمي إلى وحدة واحدة فقط من وحدات المستوى الثالث، وهكذا. كذلك هناك البيانات الهرمية متكررة القياس والتي تتواجد في حالة أخذ قياسات متكررة عن وحدات المستوى الأول وفق أزمنة محددة تتعلق بالمستوى الأعلى. ثم البيانات الهرمية متعددة المتغيرات والتي توفر أكثر من متغير تفسيري عن المفردات في المستوى الأول، أو وحدات المستويات الأعلى. أما البيانات غير الهرمية المتقاطعة وهي البيانات التي يخل فيها بشرط انتماء مجموعة معينة من وحدات المستوى الأدنى إلى مجموعة واحدة من وحدات المستوى الأعلى. واخيراً البيانات غير الهرمية متعددة العضوية والتي تتوافر عندما تكون وحدات المستوى الأول تنتمي إلى أكثر من وحدة ضمن وحدات المستوى الثاني، وكذلك الحال بين وحدات المستوى الثاني والثالث.

وفي المبحث الثاني: عرض للنماذج الإحصائية متعددة المستويات التي يتم من خلالها معالجة الأنواع المختلفة للبيانات ضمن التحليل متعدد المستويات. حيث تم دراسة ثلاثة تصنيفات: ففي التصنيف الأول تم دراسة النماذج المتداخلة والتي تعالج البيانات الهرمية، البيانات الهرمية متعددة القياس، والبيانات الهرمية متعددة المتغيرات. ثم التصنيف الثاني والمتمثل في النماذج غير المتداخلة وهي التي تعالج البيانات الهرمية التي يسقط عنها شرط البيانات المتداخلة، سواء المتقاطعة في اتجاهين، بيانات العضوية المتعددة وكذلك البيانات المركبة. أما التصنيف الثالث والأخير، فهي النماذج التي تعالج البيانات ذات البناء المجتمعي المركب حيث تشمل البيانات على بيانات تنتمي لكلا التصنيفين السابقين، بمعنى أننا نجد أن العلاقة بين مستويين من البيانات يمكن تصنيفها على أنها متداخلة وفق التصنيف الأول، في حين تكون العلاقة بين مستويين آخرين من البيانات على أنها متداخلة سواء كانت بيانات متقاطعة، متعددة العضوية وفق التصنيف الثاني. على أنه في الفصل التالي سيتم العرض للنماذج الإحصائية التي تعالج مثل هذه البيانات، خاصة في حالة المتغيرات التابعة النوعية.





## **الفصل الثاني**

### **المعالجة الإحصائية للمتغير التابع**

### **ضمن البيانات متعددة المستويات**

#### **مقدمة :**

تعتبر النماذج متعددة المستويات، أو نماذج الانحدار المستخدمة في معالجة البيانات متعددة المستويات، من النماذج الإحصائية التي استخدمت منذ عام 1980م لتطوير قدرات الباحثين في تحليل البيانات الهرمية متعددة المستويات بصورة آتية. مع زيادة القدرة على تحديد المستوى الذي يعزز التحليل في المستوى الفردي، حيث تتوفر تلك النماذج في حالة كون المتغير التابع كمي مستمر Continuous أو ذات قياس فترتي Interval Scale، وكذلك في حالة كونه من المتغيرات الاسمية Categorical or Dummy Variables، كما أنه من خلال هذه النماذج تقدير العلاقة بين المتغيرات التفسيرية في مختلف المستويات وبين تلك المتغيرات التابعة، مع الأخذ في الاعتبار شكل أو هيكل أو طبيعة البيانات كما هي في المجتمع. كذلك تسمح هذه النماذج بقياس التغير في قيم المتغير التابع محل الاهتمام عند كل مستوى من المستويات المتاحة ضمن البيانات، سواء قبل أو بعد إدراج المتغيرات التفسيرية في النموذج. أو بمعنى آخر تتيح هذه النماذج إمكانية تحديد تأثير المستويات المختلفة على المتغير التابع سواء في حالة وجود أو عدم وجود المتغيرات التفسيرية التي تتضمنها تلك المستويات، مما يمكن من دراسة تأثير المستويات المختلفة على المتغير التابع مع استبعاد اثر المتغيرات التفسيرية في واحد أو أكثر من المستويات محل الدراسة.

وهذه الإمكانيات للنماذج متعددة المستويات تساعد الباحثين على صياغة واختبار الكثير من الفروض الإحصائية حول طبيعة العلاقة بين المتغيرات التفسيرية ضمن

المستويات المختلفة محل الدراسة. ولقد صاحب ظهور واستخدام النماذج الإحصائية متعددة المستويات ظهور طرق حساب جديدة، وتطوير أساليب صياغة النماذج الإحصائية بصورة كبيرة، مع الإشارة إلى أن الكثير من الباحثين قد وظفوا تلك النماذج بصورة كبيرة في مجال التربية، حيث تعد بيئة طبيعية للبيانات الهرمية والتي قاعدتها الطلاب ثم الفصول ثم المدارس وأحياناً المناطق التعليمية، أو الكليات والجامعات، إلا أنه في الواقع العملي هناك العديد من المجتمعات الهرمية والتي يمكن أن توظف تلك النماذج متعددة المستويات ضمن مناهج الدراسات الميدانية.

### المبحث الأول النماذج الإحصائية لمعالجة المتغير التابع غير النوعي للبينات متعددة المستويات

في العقدين الأخيرين، زاد الاهتمام بتطوير أساليب مناسبة لصياغة وتحليل النماذج الإحصائية متعددة المستويات، وتم نشر نتائج هذا الاتجاه تحت عنوان عام سمي النماذج متعددة المستويات<sup>45</sup> Multilevel Models. إلا أن تلك التحليلات للبيانات متعددة المستويات، قد تم تصنيفها إلى قسمين أساسيين بالنظر إلى طبيعة المتغير التابع في نماذج الانحدار التي تعالج تلك البيانات<sup>46</sup> Geert Molenberghs(2000)، واتباعاً لهذا التقسيم فإننا نعرض في هذا المبحث لنماذج الانحدار التي يمكن توظيفها لمعالجة المتغيرات التابعة غير النوعية أو الكمية، على اثر العرض لأهمية النماذج متعددة المستويات بشكل عام، ثم لصور النماذج متعددة

<sup>45</sup>Goldstein, H. (1995). *Multilevel Statistical Models*, 2nd edition. London: Edward, Arnold, p 54.

<sup>46</sup> Geert Molenberghs, (2002), *Topics in Modeling Multilevel and Longitudinal Data*

المستويات تمهيداً لتحديد هذه النماذج الخاصة بمعالجة المتغيرات التابعة غير النوعية ضمن التحليل متعدد المستويات.

### أهمية النماذج متعددة المستويات:

تعد النماذج متعددة المستويات Multilevel models من النماذج التي استخدمت بنجاح في تحليل البيانات متعددة المستويات، والتي تتوفر بشكل كبير ضمن الدراسات الاجتماعية والدراسات الخاصة بالتعليم بشكل عام، والدراسات السلوكية بشكل خاص، والتي عادة ما تأخذ بناء هرمي متعدد المستويات. فمن الممكن تجميع بيانات عن الطلاب في الفصول، وبيانات أخرى عن الفصول في هذه المدارس، ثم بيانات عن المدارس في المناطق التعليمية أو الجغرافية المختلفة وهكذا. وبالتالي، وهنا يتاح لدى الباحث متغيرات لوصف الطلبة، ولكن هؤلاء الطلبة يمكن تجميعهم في وحدات أكبر أو في ترتيب أعلى (الكليات). وفي العادة كان يتم استخدام نماذج الانحدار الخطية ذات المعاملات الثابتة Fixed parameter linear regression models في تحليل هذا النوع من البيانات، حيث يتم توظيف النموذج في عملية الاستدلال والتنبؤ بقيم المتغير التابع بناء على القيم المختلفة للمتغيرات التفسيرية، اعتماداً على افتراض توافر بعض الشروط أو الافتراضات مثل الخطية والاعتيادية وثبات التباين واستقلالية المتغيرات التفسيرية. وفي أفضل الحالات كانت تتحقق الفروض الأولى فقط، وفي حالة كون البيانات في مستويين أو أكثر، فإن Aitkin & Longford<sup>47</sup> عام 1986م قد أشار إلى أن القيام بعملية تجميع للمتغيرات التفسيرية على مستوى المفردات واعتبارها في مستوى واحد وعدم معالجتها في مستويين، يؤدي إلى نتائج غير صحيحة. إذ أنه في حالة ضم البيانات

---

<sup>47</sup>Aitkin, M. , and Longford, N. (1986). Statistical modelling issues in school effectiveness studies (with discussion). Op. Cit, 149, 1-43.

الخاصة بالطلبة إلى البيانات الخاصة بالمدارس فإن ذلك يسهل عملية التحليل، إلا أننا نضحي بشرط الاستقلالية بين المفردات نتيجة إلحاق متغيراتهم الفردية ببيانات المدرسة التي يشترك فيها الجميع، وكذلك نفقد القدرة على الاستنتاج بخصوص المتغيرات الخاصة بالطلبة وهكذا.

وتعد النماذج متعددة المستويات من النماذج الإحصائية الأكثر ملاءمة لتحليل وتقدير العلاقة بين المتغيرات ضمن بيانات هرمية، حيث تتمتع بمزايا وخصائص جيدة من أهمها أنه يمكن صياغة تلك النماذج بحيث يمكن من خلالها تحديد العلاقة بين متغير تابع ومتغيرات تفسيرية ضمن مستويات مختلفة، وبالطبع فإن ما يتم ضمن هذه النماذج يختلف عن صياغة عدة نماذج كل منها لمستوى معين على حدة، إذ أنه من الناحية الإحصائية فإن النموذج متعدد المستويات يعد طريقة أكثر كفاءة مقارنة بمجموعة منفصلة من النماذج كل منها لمستوى واحد على حدة، كما أن تلك النماذج متعددة المستويات تعتبر كفاء إحصائياً كونها توظف كافة البيانات المتاحة عن المستويات المختلفة بصورة أفضل مقارنة ببقية النماذج الإحصائية البديلة ذات التأثير الثابت والتي يمكن أن تتضمن متغيرات تتفاعل ضمن النماذج الخطية متعددة المتغيرات أو نماذج الانحدار اللوجستي.

### صور النماذج متعددة المستويات:

هناك العديد من الصور للنماذج الإحصائية التي توظف لمعالجة البيانات متعددة المستويات، منها:

#### النموذج الأول: النموذج عديم المتغيرات التفسيرية

في النماذج متعددة المستويات فإن المتغير التابع والذي يعبر عن مستوى الخوف من الجريمة (غير خائف (0)، خائف (1)) يكون له دليلين  $(j, i)$  وذلك بسبب أن النموذج له مستويين الدليل الأول  $(i)$  يشير إلى الطلبة في المستوى الأول، بينما

يشير الدليل ( $j$ ) إلى الكلية التي ينتمي إليها الطالب في المستوى الثاني، وهنا نجد أن احتمال أن يكون الطالب رقم ( $i$ ) المنتمي إلى الكلية ( $j$ ) أنه خائف هو :

$$P_{ij} = \Pr(y_i = 1) \quad (2-1)$$

وبالتالي يمكن التوصل إلى أن :

$$\text{Logit}(P_{ij}) = \beta_0 + u_{0j} \quad (2-2)$$

حيث: ( $\beta_0$ ) هي ثابت الانحدار على مستوى العينة بالكامل.

و ( $u_{0j}$ ) حد الخطأ أو البواقي للمجموعة النوعية المتمثلة في الكلية ( $j$ )

وفي هذا النموذج يكون:

$$\text{Var}(u_{0j}) = \sigma_{u_0}^2 \quad (2-3)$$

ويسمى هذا النموذج Null Model لأنه لا يحتوى على متغيرات تفسيرية، فإذا كانت قيمة ( $u_{0j}$ ) موجبة فإن ذلك يعنى أن الكلية المحددة لها متوسط تأثير على المتغير التابع أكبر من المتوسط العام للكليات في مجموعها، في حين انه إذا كانت قيمة ( $u_{0j}$ ) سالبة فإن ذلك يعنى أن الكلية المحددة لها متوسط تأثير على المتغير التابع أقل من المتوسط العام للكليات في مجموعها، أما إذا كانت النتائج متشابهة في كافة الكليات فإن ذلك يعنى أن قيمة ( $u_{0j}$ ) تساوى الصفر. ويعتبر هذا النموذج هو نقطة البداية في التحليل متعدد المستويات والذي يوظف للإجابة على مثل السؤال التالي: هل هناك اختلاف بين تأثير الكليات المختلفة فيما يتعلق بدرجة الخوف من الجريمة بين الطلاب المنتمين إليها؟

وفي الحقيقة يمكن معرفة ذلك بالنظر إلى تقدير قيمة ( $\sigma_u^2$ ) والتي تعبر عن تباين حد الخطأ ( $u_{0j}$ )، كذلك يمكن تقدير قيمة التباين في مستوى الكليات (المستوى الثاني).

### النموذج الثاني: نموذج الثوابت المتغيرة

يمكن التوسع في النموذج السابق ليشمل بعض المتغيرات التفسيرية عن الطلبة في المستوى الأول، وبالطبع تكون هذه المتغيرات لها علاقة بالمتغير التابع، أو باحتمالية الخوف من الجريمة مثل: عمر الطالب بالسنوات، وهنا يرمز لعمر الطالب  $(i)$  في الكلية  $(j)$  بالرمز  $(x_{ij})$ ، وبالتالي فإن احتمال أن يكون ذلك الطالب لديه خوف من الجريمة  $(p_{ij})$  بناء على هذا العمر المحدد يمكن التعبير عنها بالصيغة<sup>48</sup>:

$$P_{ij} = \Pr(y_i = 1 | x) \quad (2-4)$$

وتكون النسبة الترجيحية للطلاب  $(i)$  في الكلية  $(j)$  أنه يخاف من الجريمة هي:

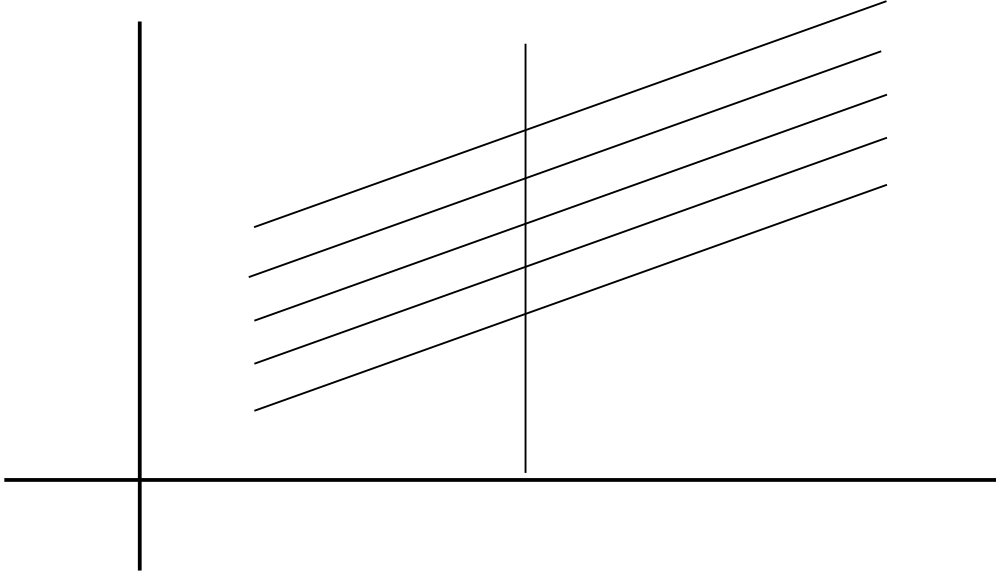
$$\text{Logit}(P_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_{0j} \quad (2-5)$$

وهذا النموذج ذو الثوابت المتغيرة Model with varying intercept يمكن صياغته كخط مستقيم له الثابت  $(\beta_0)$  والميل  $(\beta_1)$  وهاتين المعلمتين تحددان بشكل عام العلاقة بين فرصة أن أحد الطلبة في العمر المحدد  $(x_{ij})$  يخاف من الجريمة. ويكون حد الخطأ  $(u_{0j})$  هو المحدد لطبيعة التغير في قيمة الثابت الذي يحدد تأثير الكلية  $(j)$  منفردة على مدى الخوف من الجريمة للطلاب المنتمين إليها مقارنة ببقية الكليات، فإذا كانت قيمة  $(u_{0j})$  موجبه فإن ذلك يعني أن قيمة الثابت المقدر ضمن العلاقة الخطية للكلية  $(j)$  أكبر من المتوسط العام لكافة قيم الثوابت للكليات محل الدراسة، وهذا يعنى احتمالية الإقرار بالخوف من الجريمة في الكلية  $(j)$  يكون أعلى (بالنسبة لعمر معين) عن الكليات الأخرى محل الدراسة.

<sup>48</sup>Androw G. , Jennifer H. , (2007), Data Analysis Using Regression And Multilevel/ Hierarchical Models, Op. Cit, (Chapter 11), p237.

أما إذا كان  $(u_{0j})$  سالبة فإن ذلك يعني أن قيمة الثابت المقدر ضمن العلاقة الخطية للكلية  $(j)$  أقل من المتوسط العام لكافة قيم الثوابت للكلية محل الدراسة، وهذا يعني احتمالية الإقرار بالخوف من الجريمة في الكلية  $(j)$  يكون أقل (بالنسبة لذلك العمر) عن الكليات الأخرى محل الدراسة. أما إذا كان  $(u_{0j})$  مساوياً للصفر فإن ذلك يعني أن قيمة الثابت المقدر ضمن العلاقة الخطية للكلية  $(j)$  يساوي المتوسط العام لكافة قيم الثوابت للكلية محل الدراسة، وهذا يعني احتمالية الإقرار بالخوف من الجريمة في الكلية  $(j)$  يكون متساوي (بالنسبة لعمر معين) مع الكليات الأخرى محل الدراسة، وهذا يعني أنه لا يوجد فرق بين نسبة الخوف من الجريمة للطلبة في الكلية  $(j)$  عن بقية الكليات بالنسبة لعمر معين.

وهنا نجد أن قيمة  $(\beta_1)$  لا تتغير من كلية إلى أخرى، مما يعني ثبات ميل خط الانحدار المعبر عن تلك العلاقة لكافة الكليات، مما يعني أن خطوط الانحدار المقدرة للكلية المختلفة تكون متوازية، وذلك لأن هناك قيم ثابتة مختلفة لكل كلية مع ثبات قيم الميل لكافة الكليات، وذلك كما في الشكل رقم (2-1) الذي يعرض خطوط الانحدار التي تحدد العلاقة بين درجة الخوف في الجامعات المختلفة في حالة ثبات الميل  $(\beta_1)$  وتغير قيم ثابت الانحدار  $(\beta_0)$ . حيث يعبر كل خط من هذه الخطوط عن خط الانحدار الخاص بمجموعة من المفردات في المستوى الأول تنتمي إلى وحدة واحدة من وحدات المستوى الثاني.



الشكل رقم (1-2)

خطوط الانحدار المتوازية أو ذات الميل الثابت التي تحدد  
العلاقة بين درجة الخوف في الكليات المختلفة

وبسبب اختلاف قيم الثابت من كلية لأخرى يسمى هذا النموذج بالنموذج مختلف الثوابت Model with Varying intercepts، ويكون تقدير قيم  $\sigma^2_{u_0|x}$  الذي يعبر عن التباين الشرطي بشروط المفردة  $X^{49}$ ، وهنا نجد أن احتمال أن يكون الطالب رقم (i) الموجود في الكلية (j) يخاف من الجريمة يحدد وفق المعادلة:

$$\text{Logit}(P_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_{0j} \quad (2-6)$$

والتي تعني أن احتمال الخوف يتحدد بناء على قيمة الثابت إضافة إلى حاصل

<sup>49</sup>Andrew G. , Jennifer H. , Op. Cit, (Chapter 11), p240.



ضرب قيمة معامل المتغير  $X$  مضروب في قيمة المتغير لطالب محدد، مع وجود حد الخطأ العشوائي.

وهذا التباين المحدد للطالب رقم (i) الموجود في الكلية (j) يحدد من خلال التباين الشرطي وفق الصيغة:

$$Var(u_{0j} | x_{ij}) = \sigma_{u_{0j}|x}^2 \quad (2-7)$$

### النموذج الثالث: النموذج متغير الثوابت والميل

ووفق النموذج متغير الثوابت والميل Model with varying intercepts and slopes تكون كل الخطوط المقدرة تتعلق بفرض أن طالب ما في عمر محدد يفيد بأنه يخاف من الجريمة بناء على حد ثابت محدد وثابت  $(\beta_0)$  وميل متغير حسب عمر الطالب  $(\beta_1)$  ويكون التغير في الحد الثابت للكلمة  $(j)$  هو  $(u_{0j})$  ويكون التغير في الميل للكلمة  $(j)$  هو  $(u_{1j})$  فإذا كانت كل العلاقات بين فرص الإفادة بالخوف من الجريمة والعمر موجبه و  $(u_{ij})$  موجب أيضا، فهنا نجد أن الخط المقدر يكون شديد الانحدار مقارنة بدرجة انحدار بقية خطوط الانحدار للكليات الأخرى  $(j)$ ، أما إذا كانت كل العلاقات بين فرص الإفادة بالخوف من الجريمة والعمر موجبه و  $(u_{ij})$  سالب فإن الخط المقدر يكون له ميل صغير مقارنة بدرجة انحدار بقية خطوط الانحدار للكليات الأخرى  $(j)$ ، ولكل كلمة نجد أن كل من الثابت والميل في العلاقة المقدرة بين فرص الخوف من الجريمة والعمر يمكن أن يتغير من خط إلى آخر لكافة الخطوط المقدرة. وفي هذا النموذج نجد أن<sup>50</sup>:

---

<sup>50</sup>Androw G. , Jennifer H. , Op. Cit, (Chapter 11), p242.

$$P_{ij} = \Pr(y_{ij} = 1 | x_i)$$

$$\text{Logit}(P_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_{0j} \quad (2-8)$$

وهنا تكون معاملات الميل العشوائية Random slopes coefficient

هي:

$$\beta_{1j} = \beta_1 + u_{1j} \quad (2-9)$$

ويكون:

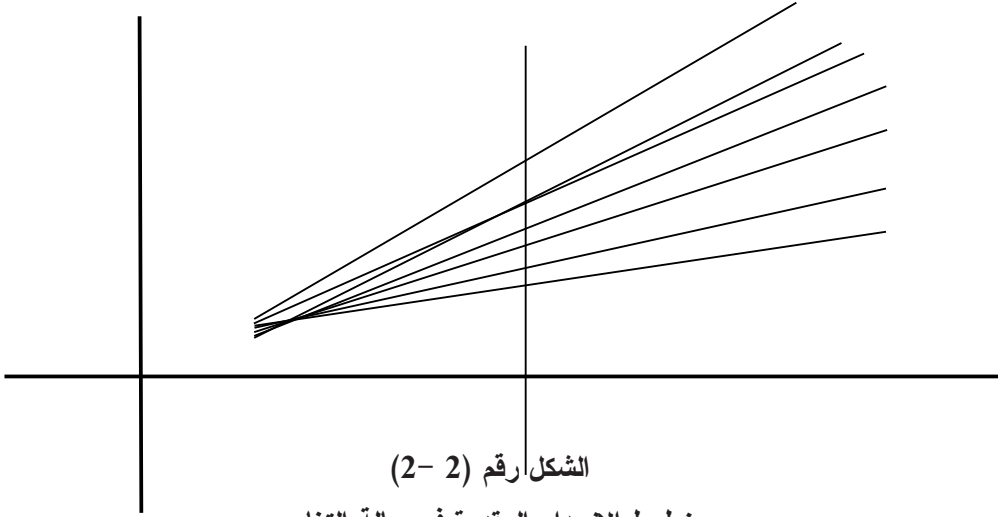
$$\text{Var} \begin{pmatrix} U_{0j} \\ U_{1j} \end{pmatrix} | x_{ij} = \begin{pmatrix} \sigma_{U_{0|x}}^2 & \sigma_{U_{0U_{1|x}}}^2 \\ \sigma_{U_{0U_{1|x}}}^2 & \sigma_{U_{1|x}}^2 \end{pmatrix} \quad (2-10)$$

وهنا نهتم كذلك بتحديد العلاقة بين  $(u_{0j})$ ،  $(u_{1j})$ ، حيث يمكن تلخيص تلك

العلاقة من خلال التباير  $(\sigma_{u_0 u_1 | x})$  في حالات ثلاثة:

**الحالة الأول:** إذا كانت كل العلاقات بين فرص الخوف من الجريمة والعمر،

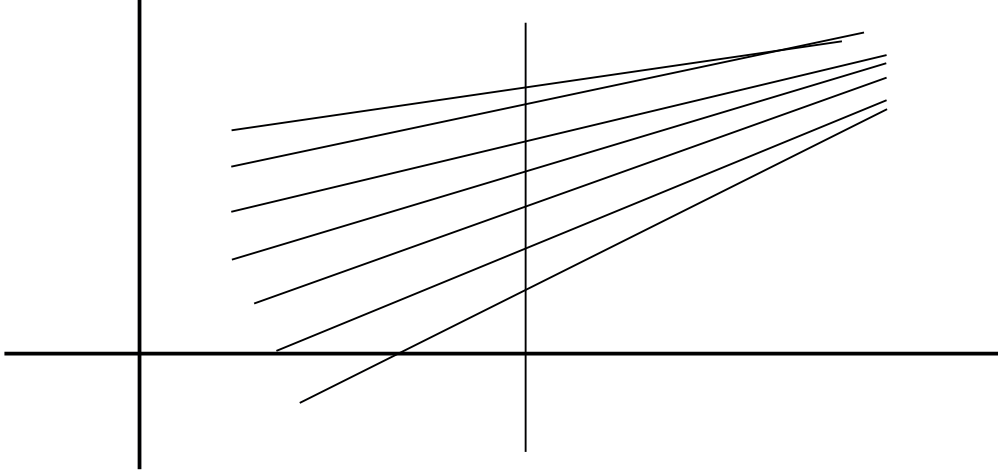
وبين قيمة  $(\sigma_{u_0 u_1 | x})$  موجبة، فإن ذلك يعنى أن الخط الذي له أكبر قيمة للثابت، ويكون أيضاً له أكبر قيمة للميل مقارنة بميل الخطوط الأخرى. أي أنه كلما زادت قيم الثابت زادت قيمة الميل، ويمكن تمثيل خطوط الانحدار المقدره المحددة لتلك الحالة كما في الشكل البياني رقم (2-2) التالي الذي يعرض خطوط الانحدار المقدره في حالة التباير الموجب بين قيم  $(u_{0j})$ ،  $(u_{1j})$ ، والشكل التالي يشير إلى أنه في كل الكليات نجد أن هناك علاقة طردية بين الخوف من الجريمة وبين العمر، إلا أن هناك أختلاف بين قيم الثابت وقيم الميل بين الكليات المختلفة وفق ما يوضحه هذا الشكل.



الشكل رقم (2-2)  
خطوط الانحدار المقدرة في حالة التغير  
الموجب بين قيم  $(u_{0j})$  ،  $(u_{1j})$

الحالة الثانية: أما في حالة أن قيمة معامل التغير بين تقدير الخوف من الجريمة والعمر  $(\sigma_{u_0u_1|x})$  سالبة<sup>51</sup>، فإن ذلك يعني أن الخط الذي له أكبر قيمة للثابت يكون له أقل قيمة للميل مقارنة بميل خطوط الانحدار الأخرى، أي أنه كلما زادت قيم الثابت انخفضت قيمة الميل، ويمكن تمثيل خطوط الانحدار المقدرة المحددة لتلك الحالة كما في الشكل البياني رقم (2-3) الذي يعرض خطوط الانحدار المقدرة في حالة التغير السالب بين قيم  $(u_{0j})$  ،  $(u_{1j})$  :

<sup>51</sup>Androw G. , Jennifer H. , Op. Cit, (Chapter 11), p244.

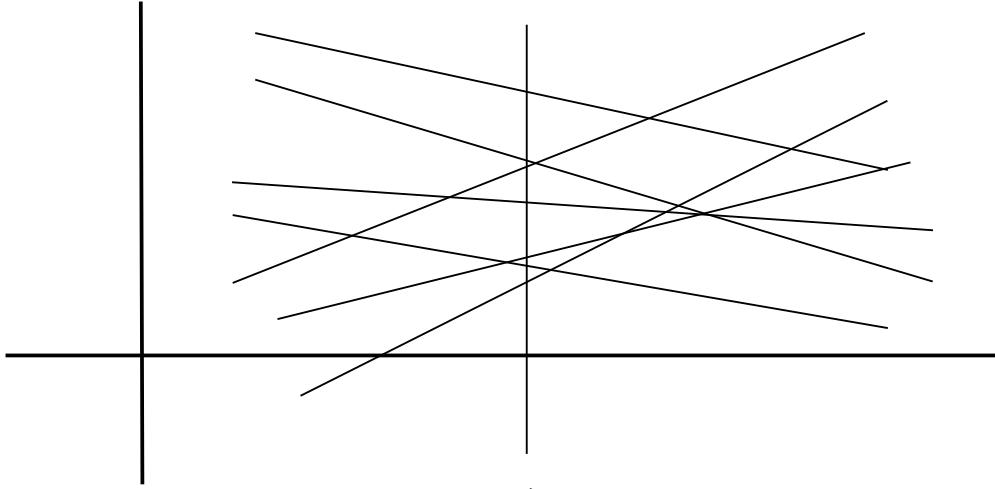


الشكل رقم (2-3)

خطوط الانحدار المقدرة في حالة التغيرات

السالب بين قيم  $(u_{0j})$  ،  $(u_{1j})$

الحالة الثالثة: وتحدث هذه الحالة عندما لا يكون هناك نسق واضح للعلاقة بين النسبة الثابتة والميل لمختلف المناطق المختلفة، وهنا تكون القيمة المقدرة  $\sigma_{U_0|U_1|x}$  تساوي الصفر، ويمكن عرض أشكال خطوط الانحدار الناتجة كما في الشكل البياني رقم (2-4) الذي يعرض خطوط الانحدار المقدرة في حالة التغيرات بين قيم  $(u_{0j})$  ،  $(u_{1j})$  يساوي الصفر.



الشكل رقم (2-4)

خطوط الانحدار المقدرة في حالة التغير بين قيم  $(u_{0j})$  ،  $(u_{1j})$  يساوي الصفر

نماذج معالجة المتغيرات التابعة غير النوعية في التحليل متعدد المستويات: يقصد بنماذج معالجة المتغيرات التابعة غير النوعية في التحليل متعدد المستويات، نماذج الانحدار التي يمكن توظيفها لتحديد العلاقة بين متغير تابعكمي يتبع/ لا يتبع التوزيع الطبيعي ومجموعة من المتغيرات التفسيرية (المتباينة الخصائص) في مستويات متعددة وفق بناء هرمي للبيانات، حيث بدأت مناقشة هذه النماذج على يد (Longford (1993) <sup>52</sup> Bryk and Raudenbush (1992)، (Goldstein<sup>53</sup> (1995)، Snijders and Bosker (1999) وآخرين، والذين أرسوا القواعد الأساسية لمعالجة تلك النماذج، فبفرض إننا لدينا عدد من الكليات  $k$ ، وأن

<sup>52</sup>Bryk, A. S. and Raudenbush, S. W. (1992). Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods. Op. Cit.,

<sup>53</sup> Goldstein, H. (1995). Multilevel Statistical Models, Op. Cit,

كل كلية بها طلاب جاءت من عدد  $j \times k$  من المدارس، وبالتالي فإن هناك  $N_{jk}$  من الطلبة ضمن هذه الكليات، فمن خلال النماذج متعددة المستويات، فإننا نفترض أن  $y_{ijk}$  تعبر عن استجابة الطالب رقم  $(i)$  القادم من المدرسة  $(j)$  والمقيد حالياً في الكلية  $k$ ، وبذلك يكون هناك ثلاث مستويات للبيانات، وهنا يكون النموذج المحدد للعلاقة بين المتغير التابع (الذي يتبع التوزيع الطبيعي) ومجموعة المتغيرات في المستويات الثلاثة على الصورة:

$$y_{ijk} = x_{ijk}^T \beta + z_{3;ijk}^T u_k^{(3)} + z_{2;ijk}^T u_{jk}^{(2)} + \xi_{ijk} \quad (2-11)$$

حيث  $x_{ijk}$  تعبر عن متجه المتغيرات ذات التأثير الثابت  $\beta$ ، و  $z_{3;ijk}$  عبارة عن متجه المعاملات للتأثيرات العشوائية  $u_k^{(3)}$  المتعلق بالكليات، و  $z_{2;ijk}$  عبارة عن متجه المعاملات للتأثيرات العشوائية  $u_{jk}^{(2)}$  المتعلق بالمدارس، و  $\xi_{ijk}$  يمثل حد الخطأ العشوائي، وهنا نجد أن كل الحدود العشوائية في النموذج نفترض أنها مستقلة بالتبادل mutually independent ولها توزيع طبيعي، أي أن:

$$\begin{aligned} u_k^{(3)} &\sim N(0, \Omega_u^{(3)}) \\ u_{jk}^{(2)} &\sim N(0, \Omega_u^{(2)}) \\ \xi_{ijk} &\sim N(0, \sigma_e^2) \end{aligned} \quad (2-12)$$

وفي هذا النموذج يتضح لنا أن  $\beta$  تمثل المعالم الثابتة، بينما المعالم العشوائية سوف تعبر عن تباين وتغاير المعالم الخاصة بالحدود العشوائية في النموذج، كما أن متجهي المتغيرات  $z_{2;ijk}$  و  $z_{3;ijk}$  دائماً عبارة عن مجموعة جزئية من التأثيرات الثابتة للمتغيرات  $x_{ijk}$ ، حيث يستخدم التأثيرات العشوائية في حساب تباين البيانات

الذي يمكن إرجاعه إلى المجموعة التي تناظر المستويات المختلفة في البيانات الهرمية. وبالتحديد فإن  $u_{jk}^{(2)}$  يعبر عن تأثير المدرسة رقم  $j$  في الكلية رقم  $k$  على المتغيرات  $Z_{2;ijk}$ ، ومن خلالها يمكن التمييز بين الكليات المختلفة على المتغير التابع محل الدراسة. كذلك هناك تفسير مشابه للحد  $u_{jk}^{(3)}$  في مستوى الكليات، وعلى ذلك نرى أن النماذج متعددة المستويات تقدم طرق طبيعية لتحليل نموذج معقد من المتغيرات ضمن بيانات ذات بناء هرمي.

وفي مثل هذا النموذج، هناك افتراضات أساسية تتمثل في ثبات التباينات Homoscedasticity، وهذا الافتراض يمكن أن يكون غير متوافر، وقد يعتمد على متغيرات محددة يمكن الوصول إليها باستبدال  $\xi_{ijk}$  بالصيغة  $Z_{1;ijk}\xi_{ijk}$  وهذا يؤدي إلى تغير معقد أكثر في المستوى الأول، والذي يشتمل على مجموعة جزئية من المتغيرات.

حيث سيتم ضمن هذه الدراسة توظيف هذا النموذج لمعالجة البيانات بالخوف من الجريمة مع المتغير التابع Ferraro1، وكذلك بيانات الخوف من الجريمة مع المتغير التابع Ferraro2 وذلك بعد إعادة تطويعهم ليكونا في صورة متغير كمي يتبع أو لا يتبع التوزيع الطبيعي.

### تقدير معالم نماذج معالجة المتغيرات التابعة غير النوعية في التحليل متعدد المستويات:

كذلك يمكن تقدير معالم النموذج الخطي متعدد المستويات من خلال تعظيم دالة الإمكان likelihood function، حيث يمكن عمل ذلك بطريقة مباشرة من خلال طريقة نيوتن-رافسون Newton-Raphson أو من خلال خوارزمية التوقع الأعظم Expectation-Maximization (EM)، كما أن هناك طريقة مشابهة تسمى

طريقة المربعات الصغرى المعممة المتكررة<sup>54</sup> Iterative Generalized Least Squares (IGLS)، التي أقترحها Goldstein (1986)، حيث يعاد تكرار هذه الطريقة بين تقدير المعالم الثابتة والعشوائية باستخدام مبادئ المربعات الصغرى المعممة المعيارية، واليوم، هناك العديد من حزم البرامج متعددة الأغراض، مثل SAS، S-Plus، Stata أو SPSS المصممة لصياغة النماذج الخطية متعددة المستويات، خاصة البرامج المعدة خصيصاً لمعالجة النماذج متعددة المستويات مثل MLwiN، حيث طور هذا البرنامج من قبل باحثين مهتمين بالنماذج متعددة المستويات في معهد التربية بلندن<sup>55</sup>. وهو من أكثر البرامج حساسية حيث يمكن من صياغة النماذج الخطية متعددة المستويات باستخدام طريقة المربعات الصغرى المتكررة Iterative generalized least squares (IGLS)، كما يمكنه صياغة النموذج في حالة المتغيرات التابعة المتقطعة سواء الثنائية أو متعددة القيم بصورة جيدة، بالإضافة إلى وظائف أخرى. حيث تستخدم اختبار Z للحكم على معنوية معاملات الانحدار، كذلك تستخدم قيمة انحراف دالة ( $-2 \log \text{likelihood}$ ) للمقارنة بين كفاءة النماذج.

وعليه يكون قد تم إنجاز الهدف الثاني من أهداف الدراسة والمتمثل في التعريف بنماذج التحليل متعدد المستويات وأهميتها، والنماذج الإحصائية التي توظف في هذا النوع من التحليل في حالة البيانات الهرمية.

<sup>54</sup>Goldstein, H. (1986). Multilevel mixed linear model analysis using iterative generalized least squares. *Biometrika*, 73, 43, P56.

<sup>55</sup>Goldstein, H. , Rasbash, J. , Plewis, I. , Draper, D. , Browne, W. , Yang, M. , Woodhouse, G. , and Healy, M. (1998). A user's guide to MLwiN. London: Multilevel Level Models Project, *Institute of Education*, University of London.



## المبحث الثاني النماذج الإحصائية لمعالجة المتغير التابع النوعي للبيانات متعددة المستويات

كما هو معلوم، فإنه عند معالجة البيانات وحيدة المستوى، فإن الانحدار العادي والذي يتم تقدير معالمة من خلال طريقة المربعات الصغرى يحدد عدد من الشروط الواجب توافرها في المتغير التابع للوصول إلى تقديرات كفاءة غير متحيزة من خلال هذه الطريقة. إلا أنه في حالة وجود المتغير التابع في صورة نوعية سواء كان للمتغير حالتين أو أكثر، فإن نموذج الانحدار اللوجستي، يعد النموذج الأكثر أهمية في تحليل مثل هذه المتغيرات التابعة النوعية، إلى جانب تحليل التمايز أو تحليل البروبيت، نظراً لما يتمتع به الانحدار اللوجستي من مزايا في هذا الخصوص، من أهمها عدم وضع أية قيود أو شروط مسبقة على المتغيرات المستقلة، إضافة إلى اتساق نتائجه. وعليه فسوف يتم توظيف هذا النموذج في حالة معالجة البيانات متعددة المستويات في حالة المتغيرات التابعة النوعية.

### معالجة المتغير التابع النوعي في البيانات وحيدة المستوى:

في البداية يجب أن نعرض باختصار للنماذج التي تستخدم لمعالجة البيانات التابعة النوعية في حالة بيانات وحيدة المستوى، وذلك للانطلاق منها لدراسة تلك النماذج في حالة البيانات متعددة المستويات.

### الانحدار اللوجستي لبيانات وحيدة المستوى:

عندما يكون المتغير التابع ثنائي القيمة (وهي الحالة الأكثر شيوعاً في نماذج معالجة المتغيرات النوعية)، فإن النموذج وحيد المستوى يهدف إلى تقدير:

$$P_i = \Pr(y_i = 1 | x_i) \quad (2-13)$$

حيث  $(y_i)$  تشير إلى متغير تابع له حالتين فقط<sup>56</sup> يعبر عن الخوف أو عدم الخوف من الجريمة، يأخذ القيمة (1) في حالة أن المبحوث أفاد بأنه يخاف من الجريمة، والقيمة (0) في حالة عدم وجود تلك الصفة أو الإفادة بعدم الخوف من الجريمة،  $(p_i)$  تشير إلى احتمالية إن الشخص (i) سوف يجيب في الاستبيان بأنه خائف من الجريمة في ضوء متغيراته الشخصية  $(X_i)$  المحددة والتي تعطى معلومات شخصية وبيئية عن ذلك الطالب، والتي من الطبيعي أن لها تأثير على احتمالية وجود أو عدم وجود الخوف من الجريمة، حيث يمكن أن تكون هذه المتغيرات الشخصية كمية (سواء مستمرة أو متقطعة)، كما يمكن أن تكون نوعية سواء أسمية أو ترتيبية. وباستخدام هذه الاحتمالية ومن خلال تحويله اللوجيت Logit Transform يتم التوصل إلى أن:

$$\log(p_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i \quad (2-14)$$

ومن هذا النموذج يتم تقدير تباين  $(\sigma^2)$  حيث:

$$Var(y_i) = \sigma^2 \quad (2-15)$$

ومن خلال هذا النموذج يتم صياغة معادلة انحدار يمكن توضيحها في رسم بياني، يتم تقديره من البيانات الخاصة بلوغاريتم الدالة الترجيحية Odds Ratio (OR) لمستوى الخوف من الجريمة وعلاقته بالمتغيرات التفسيرية، وفي مثل هذا النموذج لا نهتم بتفصيل المتغيرات على أنها شخصية أو بيئية أو تعليمية، واعتبارها كلها متغيرات في مستوى واحد، وهنا يفترض أنه ليس هناك تأثير للبيئة أو للكلية على مستوى الخوف، ويعتبر بالتالي كافة الطلبة في مختلف الكليات والصفوف مجتمع واحد متشابه.

<sup>56</sup>Walker, Jonathan (1996). Methodology Application: Logistic Regression Using the CODES Data. Developed For Department of Transportation, National Highway Traffic Safety Administration (NHTS), Washington DC, April 30, 1996, p 32.

ومن خلال مثل هذا النموذج البسيط ( وحيد المستوى ) يمكننا أن نحدد العلاقة بين مستوى الخوف من الجريمة وواحد أو أكثر من المتغيرات سواء الشخصية كالعمر وتحديد احتمالية الخوف كلما كبر الطالب أثناء مرحلة الدراسة بالجامعة، في صورة علاقة خطية بحيث يكون خط الانحدار مشابه تماماً لخط الانحدار العادي، حيث تشتمل معادلته على ثابت بقيمة معينة  $\beta_0$  تأخذ قيم موجبة أو سالبة، وميل ثابت هو  $\beta_1$  تتراوح قيمته بين  $(-\infty : +\infty)$ .

وتبعاً لطبيعة المتغير التابع تتحدد طبيعة نموذج الانحدار اللوجستي المستخدم في تحديد طبيعة العلاقة بين ذلك المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية في بيانات ذات مستوى وحيد، وعليه نجد أن هناك ثلاثة أنواع من الانحدار اللوجستي، نعطي نبذة عن كل منها فيما يلي:

### 1. الانحدار اللوجستي الثنائي:

ويستخدم هذا النوع من الانحدار اللوجستي والذي يسمى Binary Logistic Regression (BLR) عندما يكون المتغير التابع نوعي ثنائي القيمة Binary أي في صورة رقمية (0، 1)، مثل ((النجاح / (0) الفشل، ((1) الشفاء / (0) عدم الشفاء، ((1) الوصول / (0) عدم الوصول، طبيعة اليوم ((0) إجازة / (1) يوم عمل، . . الخ، حيث يكود لحالة النجاح أو الشفاء أو الوصول بالقيمة (1) وللحالة الأخرى بالقيمة (0)، مع الإشارة إلى إمكانية أن يكون هناك متغير واحد تفسيري أو أكثر، ولا يضع الانحدار اللوجستي الثنائي شروطاً على المتغيرات التفسيرية.

### 2. الانحدار اللوجستي المتعدد:

ويستخدم هذا النوع من الانحدار اللوجستي والمسمى Multinomial Logistic Regression (MLR) عندما يكون المتغير التابع نوعي من النوع الاسمي

(التصنيفي) متعدد القيم Nominal (Categorical) Variable، بشرط أن يكون لها على الأقل ثلاث حالات<sup>57</sup>، أي أن المتغير التابع يكون في صورة لفظية إلا أنه يمكن ترتيبها مثل: الحالة الاجتماعية (أعزب/ متزوج/ مطلق/ أرمل)، حالات الشفاء (موت، شفاء ثم انتكاسة/ شفاء تام)، الجنسية (مصري/ يحمل جنسيتين منهما الجنسية المصرية/ غير مصري)، مكان الإقامة (حي قديم/ حي جديد/ حي راقى)، . . الخ، حيث يتم من خلال هذا النموذج التوصل إلى عدد من النماذج تساوي (عدد حالات المتغير التابع-1) بحيث يحدد كل نموذج احتمال انتماء المفردة لأحد المجموعات  $p = p(y=1/x)$ ،  $p = p(y=2/x)$ ،  $p = p(y=3/x)$  وهكذا. مع الإشارة إلى إمكانية أن يكون هناك متغير واحد تفسيري أو أكثر، ولا يضع الانحدار اللوجستي المتعدد شروطاً على المتغيرات التفسيرية.

### 3. الانحدار اللوجستي الترتيبي

ويستخدم هذا النوع من الانحدار اللوجستي والمسمى Ordinal Logistic Regression (OLR) عندما يكون المتغير التابع نوعي ترتيبي متعدد القيم (ترتيبي Ordinal)، أي أن المتغير التابع يكون في صورة رقمية ذات قيم محددة على مدى من الأعداد الصحيحة الموجبة، مثل: المستوى الاقتصادي ((1)منخفض/ (2)متوسط/ (3)عالي)، المستوى التعليمي (ابتدائي (1)/ إعدادي (2)/ ثانوي (3)/ جامعي (4)/ فوق الجامعي (5))، أو درجات الموافقة ((1)غير موافق بشدة/ (2)غير موافق/ (3) محايد/ (4) موافق/ (5) موافق بشدة)، أو درجات الخوف (غير خائف (1)/ خائف (2)/ خائف جداً (3))، العمر ((1) أقل من 20 سنة/ (2) من

<sup>57</sup> Forrest W. Young, (1981), Quantitative Analysis Of Qualitative Data, Psychometrika, Op. Cit, pp. , 357- 388, p. 364.

(21-40)/(3) أكثر من 40 سنة)، . . الخ، حيث يحدد النموذج الاحتمال التجميعي لانتماء المفردة إلى أحد الرتب على أساس المتغيرات التفسيرية، يتم من خلال هذا النموذج التوصل إلى عدد من النماذج تساوي (عدد رتب المتغير التابع-1) بحيث يحدد كل نموذج الاحتمال التجميعي انتماء المفردة لأحد مجموعات المتغير التابع  $p = p(y \leq 1/x)$  ،  $p = p(y \leq 2/x)$  ،  $p = p(y \leq 3/x)$  وهكذا، وفي حالة أن قيم P الناتجة من النماذج المحددة اقل من (0. 5) فإن هذا يعني أن المفردة عند هذه القيمة (I) تنتمي للمجموعة الأخيرة التي ليس لها نموذج. مع الإشارة إلى إمكانية أن يكون هناك متغير واحد تفسيري أو أكثر، ولا يضع الانحدار اللوجستي الترتيبي شروطاً على المتغيرات التفسيرية<sup>58</sup>.

#### الانحدار اللوجستي متعددة المستويات:

عادة ما يكون الهدف من استخدام نماذج الانحدار اللوجستية متعددة المستوياتMultilevel Logistic Regression models يتمثل في فحص البيانات الهرمية المتاحة لديهم بغض النظر عن مجال التطبيق المأخوذة منه تلك البيانات، وإيجاد العلاقة بين متغيرين أو أكثر أحدهما تابع ينتمي إلى فئة المتغيرات النوعية الثنائية dichotomous والتي لها توزيع برنولي Bernoulli distribution، في حين تنتوع طبيعة المتغير أو المتغيرات التفسيرية المتوقع أن لها علاقة بالمتغير التابع، ومن خلال إجراءات تقدير معالم النموذج يمكن تحديد طبيعة تلك العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية في المستويات المختلفة للبيانات، وتعتبر عملية تقدير معالم ذلك النموذج أكثر تعقيداً من النموذج الخطي متعدد المتغيرات، وهناك

---

<sup>58</sup>S. W. Raudenbush and A. S. Bryk“ ,*Hierarchical Linear Models:applications and data analysis methods*., 2ndedation. Thousand Oaks: Sage Publications, 2002, 436-465.

برامج خاصة لتقدير معالم النموذج منها ML، HLM، MLwiN، حيث توظف كافة البرامج طرق تقريبية، وهنا سنعرض بداية لتلك النماذج ثم للطرق المستخدمة في التحليل. وعلى اثر تلك الفكرة عن النماذج متعددة المستويات، نستعرض هنا نماذج الانحدار اللوجستي متعددة المستويات، حيث نستعرض بداية نموذج الانحدار اللوجستي لمستوى واحد من البيانات، ثم لنموذج الانحدار اللوجستي ذو المستويين، ثم نموذج الانحدار اللوجستي ذو ثلاث مستويات، ثم نعرض للنموذج اللوجستي العام والذي يعالج بيانات هرمية لها عدد (k) من المستويات وذلك كما يلي<sup>59</sup>:

#### أولاً: نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات بمتغير تفسيري واحد:

في حالة البيانات متعددة المستويات، تختلف النماذج الإحصائية التي يتم توظيفها لتحديد العلاقة بين متغير تابع يقيس ظاهرة معينة للمفردات التي في المستوى الأدنى، وواحد أو أكثر من المتغيرات التفسيرية (المتباينة الخصائص) في المستويات التالية. إن أبسط صورة لنموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات عندما يكون لدينا واحد من المتغيرات التفسيرية للمستوى الأول ويسمى (مستوى الطلبة)، وواحد فقط من المتغيرات التفسيرية في المستوى الثاني (مستوى الكليات) والذي يأخذ الشكل التالي:

$$\begin{aligned} \text{Logit}(P_{ij}) &= \pi_{0j} + \pi_{1j}x_{ij} \\ \pi_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}z_j + u_{0j} \\ \pi_{1j} &= \gamma_{10} + \gamma_{11}z_j + u_{1j} \end{aligned} \quad (2-16)$$

حيث:

<sup>59</sup>Walker, Jonathan Op., Cit., p 36.

$$\begin{bmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \end{bmatrix} = N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_0^2 & \sigma_{01} \\ \sigma_{10} & \sigma_1^2 \end{bmatrix} \right) \quad (2-17)$$

حيث:

$$\begin{aligned} P_{ij} & \text{احتمال أن المفردة } (i) \text{ تنتمي إلى المجموعة } (j) \text{ سوف يحدث لها} \\ & \text{النتيجة المحددة محل التجربة} \\ x_{ij} & \text{قيمة المتغير التفسيري (x) للمفردة } (i) \text{ في المجموعة } (j) \\ z_j & \text{قيمة المتغير التفسيري (z) للمجموعة } (j) \end{aligned}$$

وهذا النموذج يمكن صياغته في صورة معادلة واحدة كتجميع من خلال المعادلات الثلاثة<sup>60</sup> السابقة كما يلي:

$$\text{Log}(P_{ij}) = (\gamma_{00} + \gamma_{0j}z_j + u_{0j}) + (\gamma_{10} + \gamma_{1j}z_j + u_{1j})x_{ij} \quad (2-18)$$

وبضرب  $(x_{ij})$  في القوس الثاني في المعادلة السابقة نجد أن:

$$\text{Log}(P_{ij}) = (\gamma_{00} + \gamma_{0j}z_j + u_{0j}) + \gamma_{10}x_{ij} + \gamma_{1j}z_jx_{ij} + u_{1j}x_{ij} \quad (2-19)$$

ثم بإعادة ترتيب المعادلة نحصل على النموذج التالي:

$$\text{Logit}(P_{ij}) = \underbrace{\gamma_{00} + \gamma_{10}x_{ij} + \gamma_{01}z_j + \gamma_{11}x_{ij}z_j}_{\text{Fixed}} + \underbrace{u_{0j} + u_{1j}x_{ij}}_{\text{Random}} \quad (2-20)$$

من هذا النموذج نجد أن:

$$\gamma_{00} + \gamma_{10}x_{ij} + \gamma_{01}z_j + \gamma_{11}x_{ij}z_j$$

عبارة عن الجزء الثابت  
في النموذج

<sup>60</sup>Rahim M, Flora M, Richard H, (2007), A simulation study of sample size for multilevel logistic regression models, *BMC Medical Research Methodology*, BioMed Central. (<http://creativecommons.org/licenses/by/2.0>), P, 2.

الجزء العشوائي في

النموذج

$$u_{0j} + u_{1j}x_{ij}$$

ويعتبر الجزء  $\gamma_{11}x_{ij}z_j$  هو الجزء المهم في المعادلة والذي يعبر عن الحد

المحدد للتفاعل الداخلي الناتج عن تقاطع المستويات، حيث يحدد المعامل  $(\gamma_{11})$

كيف يتغير المعامل  $(\pi_{1j'})$  مع متغيرات مستوى المجموعات  $(z_{j'})$ .

### ثانياً: نموذج الانحدار اللوجستي ذو المستويين

بداية نشير إلى أن نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات يطلق عليه أحياناً نموذج الانحدار اللوجستي الهرمي، أو نموذج الانحدار اللوجستي ذو التأثيرات العشوائية (التأثيرات المختلطة)، وهو نموذج يستخدم عادة في حالة بيانات هرمية تتكون من مستويات متداخلة، بحيث تتأثر المتغيرات في كل مستوى بالمستويات الأخرى، إن الانحدار اللوجستي متعدد المستويات يعتبر امتداداً طبيعياً لنموذج الانحدار اللوجستي وحيد المستوى مع معالجة بعض أو كل معالم النموذج لتكون عشوائية بدلاً من أن كانت ثابتة في النموذج اللوجستي وحيد المستوى، ويمكن اشتقاق نموذج الانحدار اللوجستي لمستويين بعدة طرق<sup>61</sup>:

#### أ- اشتقاق النموذج ثنائي المستوى من النموذج وحيد المستوى:

في حالة وجود مستويين من البيانات، فإنه يمكن اشتقاق نموذج الانحدار اللوجستي لمستويين من النموذج وحيد المستوى من خلال التغيير في معالم النموذج

$\beta_{qi}$ ، والتي يمكن صياغة نموذج فرعي آخر خاص بتلك المعالم على الصورة:

<sup>61</sup>Rahim M, Flora M, Richard H, Op., Cit., P, 7.



$$\beta_{qj} = \gamma_{q0} + \sum_{s=1}^{s_q} \gamma_{qs} w_{sj} + u_{qi} \quad (2 - 21)$$

حيث:  $\gamma_{qs}$  عبارة عن معالم المستوى الثاني،  $q = (0, 1, \dots, Q)$ .

$w_{sj}$  عبارة عن المتغيرات التفسيرية في المستوى الثاني.

$u_{qj}$  عبارة عن التأثير العشوائي في المستوى الثاني.

وهنا كما هو الحال في النموذج الخطي المتعدد، فإن المكون العشوائي  $u_{qj}$  لكل  $q = (0, 1, \dots, Q)$  يتبع توزيع طبيعي متعدد المتغيرات، بمتوسط يساوى الصفر وبنفس قيمة التباين

$$\text{var}(u_{qi=j}) = \tau_{qq} \quad \text{لكل زوج من التأثيرات العشوائية } q \text{ و } q',$$

$$\text{cov}(u_{qj}, u_{q'j}) = \tau_{qq'}.$$

كذلك يمكن صياغة هذا النموذج الفرعي التكميلي باستخدام المصفوفات على الصورة:

$$B_j = W_j \gamma_j + U_j \quad (2 - 22)$$

وبالتالي يمكن صياغة نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات لمستويين اثنين باستخدام المصفوفات على الصورة:

$$\eta_j = X_j W_j \gamma_j + X_j U_j \quad (2 - 23)$$

حيث يعتبر هذا النموذج بمثابة نموذج تجميعي لكلا النموذجين الفرعيين المشار إليهما.

#### ب- نموذج للانحدار اللوجستي متعدد المستويات ذو الثابت العشوائي:

إن أبسط نموذج للانحدار اللوجستي متعدد المستويات نموذج حده الثابت عشوائي Random intercept هو النموذج ثنائي المستوى لبيانات متداخلة، أو أنه نموذج لوجستي له تأثير عشوائي وحيد، ويأخذ النموذج ثنائي المستوى ذا الثابت العشوائي في شكل اللوجيت والذي قدمه Hedeker & Gibbons, 2004<sup>62</sup> على الصورة:

$$\eta_{ij} \equiv \text{Logit}(P_{ij}) \equiv \text{Log}\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right) = \chi'_{ij}\beta + u_i \quad (2-24)$$

حيث  $p_{ij} = P(Y_{ij} = 1/u_i)$  ، حيث تأخذ القيمة  $Y_{ij}$  قيمتين (0، 1) تعبر استجابة لمفردة  $j$  في المستوى الأول حيث  $j = (1, 2, \dots, n_i)$  ، والمتداخلة مع المستوى الثاني  $i$  حيث  $i = (1, 2, \dots, N)$ .

أما  $\chi_{ij}$  عبارة عن متجه المتغيرات  $1 \times (p+1)$  يوجد ضمنها الحد الثابت، أما  $\beta$  فهي عبارة عن متجه  $1 \times (p+1)$  من معاملات الانحدار غير المعلومة تمثل معاملات ثابتة أو غير عشوائية، أما  $u_i$  عبارة عن التأثير العشوائي للمستوى الثاني والذي يفترض أنه له توزيع طبيعي بمتوسط يساوي الصفر وتباين  $\sigma_u^2$  أي أن  $u_i \approx N(0, \sigma_u^2)$ .

إن النموذج ذا التأثيرات العشوائية يعكس الشكل المعياري  $u_i = \sigma_u u_i$  وهذا النموذج على الصورة:

$$\eta_{ij} = \chi'_{ij}\beta + \sigma_u v_i \quad (2-25)$$

<sup>62</sup>Hedeker, D., & Gibbons, R. D. (2004). *Longitudinal Data Analysis*. unpublished manuscript, p 40.

وهنا فإن الانحراف المعياري للجزء العشوائي  $\sigma_u$  يوضع ضمن هذا النموذج يتوافق مع طبيعة تحويله اللوجيت المستخدمة في النموذج. كما أن معاملات الانحدار تحدد تأثير المتغيرات التفسيرية.

وعندما يكون المتغير التابع Y متغير ضمني Latent (يأخذ القيمة 0) عندما  $Y=0$ ، والقيمة (1) عندما  $(Y > 0)$  (وعندما يأخذ الخطأ  $(\varepsilon)$  التوزيع اللوجستي ويكون مستقل عن  $(v)$  فإن المعادلة السابقة يمكن كتابتها على الصورة<sup>63</sup>:

$$y_{ij} = \chi'_{ij}\beta + \sigma_u v_i + \varepsilon_{ij} \quad (2-26)$$

ولكي يشتمل النموذج على التأثيرات العشوائية، نفرض أن  $z_{ij}$  عبارة عن متجه  $(1 \times r)$  من المتغيرات العشوائية التي تضم عمود خاص بالثوابت العشوائية، كما نفترض أن متجه التأثيرات العشوائية  $(u_i)$  له توزيع طبيعي متعدد المتغيرات بمتوسط يساوي الصفر ومصفوفة تباين وتغاير  $\sum_u$  وهنا نجد أن نموذج التأثيرات العشوائية المعيارية لمضروب التأثيرات العشوائية يتم الوصول إليه بافتراض أن  $(u_i = Tv_i)$ ، حيث  $(TT' = \sum_u)$  والذي يسمى تحليل Cholesky للمصفوفة  $\sum_u$ ، وبناء عليه يمكن صياغة النموذج على الصورة:

$$\eta_{ij} = \chi'_{ij}\beta + z'_{ij}Tv_i \quad (2-27)$$

وبصورة بديلة يمكن كتابة نموذج التأثيرات العشوائية ثنائي المستوى في صورة متعددة المستويات، حيث يمكن كتابة النموذج البسيط لمستوى واحد، ولمجموعة

<sup>63</sup>Hedeker, D., & Gibbons, R. D. Op., Cit., p 45.

المتغيرات التفسيرية  $(x_{ij})$  أو النموذج وحيد المستوى ولمجموعة المتغيرات التفسيرية  $(x_i)$  في شكل اللوجيت كما في النموذج:

$$\eta_{ij} = \beta_{0i} + \beta_{1i}x_{ij} \quad (2-28)$$

حيث:

$$\begin{aligned} \beta_{0i} &= \beta_0 + \beta_2x_i + u_{0i} \\ \beta_{1i} &= \beta_1 + \beta_3x_i + u_{1i} \end{aligned} \quad (2-29)$$

حيث  $u_i = (u_{0i}, u_{1i})'$  يفترض انه يتبع توزيع طبيعي بمتوسط مساوي للصفر، ومصفوفة تباين وتغاير  $\sum_u$ ، وفي النماذج متعددة المتغيرات سواء وحيدة المستوى أو ثنائية المستوى يمكن تعميمها بصورة مشابهة، حيث قدم Raudenbush and Bryk (2002) وصف تفصيلي لعمل ذلك<sup>64</sup>.

#### ثالثاً: نموذج الاحدار اللوجستي ذو ثلاث مستويات

إن النموذج الثنائي ذا المستويين والذي يفترض أن يحدد العلاقة بين الطلبة ومدارسهم فقط يعتبر قاصراً، إذ أن هؤلاء الطلبة ينتمون إلى كليات ذات طبيعة وخصائص مختلفة لها علاقة بالمتغير التابع، حيث يتوقع أن يكون هناك ارتباط بين درجات الخوف (كمتغير تابع) بين الطلبة في نفس الكلية، وهنا يمكن التوسع للوصول إلى النموذج الثلاثي المستوى، وللتوصل إلى هذا النموذج من النموذج وحيد المستوى الذي به عدد  $(i)$  من الوحدات في المستوى الأول، ومن النموذج الثنائي المستوى الذي يحتوي على عدد  $(j)$  من الوحدات في المستوى الثاني،

<sup>64</sup>Raudenbush, S. W. , Bryk, A. S. , Cheong, Y. F. , & Congdon, R. T. (2000). HLM 5: *Hierarchical linear and nonlinear modeling* [computer software]. Lincolnwood, IL: Scientific software international, Inc.

والمستوى الثالث الذي يحتوي على عدد  $(k)$  من الوحدات، فيمكن كتابته كما حدده<sup>65</sup> Skron dal. & Rabe-Hesketh (2004) على الصورة التالية<sup>66</sup>:

$$\eta_{ijk} = x'_{ijk}\beta + z^{(2)'}_{ijk}u^{(2)}_i + z^{(3)'}_{ijk}u^{(3)}_l \quad (2-30)$$

حيث  $(x_{ijk})$  عبارة عن متجه من المتغيرات التفسيرية تشمل ثابت الانحدار  $(\beta)$ ،  $(z^{(2)}_{ijk})$  متجه ثنائي الاتجاه يعبر عن المتغيرات التفسيرية مع المعاملات العشوائية  $(u^{(3)}_l)$  للمستوى الثالث. كما أن التأثيرات العشوائية لكل مستوى لها توزيع طبيعي متعدد المتغيرات، والتأثيرات العشوائية لكل مستوى مستقلة متنى ومتنى ومستقلة عن بواقي المستوى الأول.

#### رابعاً: نموذج الانحدار اللوجستي ذو المستويات العليا

كذلك ففي حالة وجود عدد من المستويات أكثر من ثلاثة، فإنه يمكن تعميم النموذج السابق ليشمل  $(K)$  من المستويات ويسمى A higher level logistic regression model، وبإسقاط الدليل المعبر عن الوحدات والمجموعات، فإنه يمكن صياغة النموذج العام ذا المستويات  $(K)$  على الصورة:

$$\eta = x'\beta + \sum_{i=2}^L z^{(i)'}u^{(1)} \quad (2-31)$$

حيث  $(x)$  متجه المتغيرات التفسيرية (تشمل الثابت)، و  $(\beta)$  متجه معاملات الانحدار الثابتة،  $(z^{(l)})$  متجه له  $(L)$  اتجاه يعبر عن المتغيرات التفسيرية مع

<sup>65</sup>Skron dal, A. & Rabe-Hesketh, S. (2004). *Generalized latent variable modeling: Multilevel, Longitudinal, and Structural Equation Models*. New York: Chapman & Hall/CRC. P. 45.

<sup>66</sup>Raudenbush, S. W. , Bryk, A. S. , Cheong, Y. F. , & Congdon, R. Top., Cit.

المعاملات العشوائية  $(u^{(l)})$  للمستوى رقم  $(L)$ ، كذلك فإن التأثيرات العشوائية للمستوى  $(L)$  لها توزيع طبيعي متعدد المتغيرات بمتوسط يساوى الصفر ومصفوفة تباين وتغاير  $\sum^{(l)}$ ، والتأثيرات العشوائية لمختلف المستويات مستقلة متنى متنى ومستقلة عن حد الخطأ.

وبالانتهاء من استعراض نموذج الانحدار اللوجستي ذو المستويات العليا أو الأكثر من ثلاثة مستويات، نكون قد حققنا الهدف الثالث من أهداف الدراسة والمتمثل في التعريف بالنماذج الإحصائية التي يمكن توظيفها لتحديد العلاقة بين متغيرات تابعة نوعية وبين واحد أو أكثر من المتغيرات التفسيرية ضمن بيانات هرمية متعددة المستويات.

### المبحث الثالث

#### تقدير وتقييم معالم نماذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات

فيما سبق عرضنا للصور المختلفة التي يمكن أن يكون عليها نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات، بدءاً من النموذج اللوجستي لمستويين وبمتغير تفسيري واحد، حتى النموذج اللوجستي لعدد  $(L)$  من المستويات والذي يعتبر النموذج العام، وباعتماد نموذج الانحدار اللوجستي الذي يشمل  $(L)$  من المستويات لتقدير معالمه، وبالتالي تطبيق نفس طريقة تقدير المعالم تلك على النموذج اللوجستي متعدد المستويات سواء ثنائي أو الثلاثي أو رباعي المستويات.

#### تطور طرق التقدير للنماذج متعددة المستويات:

وفي الحقيقة لم يكن من الممكن استخدام النماذج متعددة المستويات في الماضي أو تقدير معالمها، بسبب عدم توافر الأساليب المناسبة للوصول إلى مثل هذه

التقديرات، إلا أن الوصول إلى طريقة الإمكان الأعظم Maximum likelihood التي اقترح Goldstein استخدامها لتقدير معالم هذا النموذج عام 1986م، وكذلك استخدمها<sup>67</sup> Longford لتقدير معالم هذا النموذج عام 1987م، والتي تتمثل في الحصول على تقدير لمعالم تلك النموذج من خلال الحصول على دالة الإمكان الأعظم التجميعية:

$$L(\phi) = \sum \ln f^{(L)}(\phi) \quad (2 - 32)$$

حيث  $(\phi)$  عبارة عن متجه من المعالم المجهولة، و  $f^{(L)}(\phi)$  عبارة عن قيمة أولية لدالة الإمكان الأعظم للوحدة في المستوى الأعلى  $(L)$ ، حيث افترض<sup>68</sup> Skron dal et al. (2004)، لكل قيم  $(l \leq L)$ ، وبافتراض الاستقلال الشرطي لوحدة المستوى  $(l-1)$  عن التأثيرات العشوائية  $(U)$  عند المستوى  $(l)$  والمستويات الأعلى التي تليه، وبناء عليه فإن دالة الإمكان الأعظم لوحدة المستوى المحدد  $(l)$  يمكن الحصول عليها من خلال:

$$f^{(l)}(\phi | U^{(l+1)}) = \int g(u^{(l)}; 0; \Sigma^{(l)}) \prod f^{(l-1)}(\phi | U^{(l)}) du^{(l)}, \quad l \geq 2 \quad (2 - 33)$$

حيث:

$$f^{(L)}(\phi) = \int g(u^{(L)}; 0; \Sigma^{(L)}) \prod f^{(L-1)}(\phi | U^{(L)}) du^{(L)} \quad (2 - 34)$$

حيث يكون الناتج على مستوى كل وحدات المستويات  $(l-1)$  ضمن وحدات المستوى  $(l)$ ، مع ملاحظة أن:

<sup>67</sup>Longford, N. T. (1987). A fast scoring algorithm for maximum likelihood estimation in unbalanced mixed models with nested random effects. *Biometrika*, 74, 817-827.

<sup>68</sup>Skron dal, A. &Rabe-Hesketh, S. (2004). *Generalized latent variable modeling: Multilevel, Longitudinal, and Structural Equation Models*, Op, Cit, P 47.

حيث:  $f^{(l)}(\phi | U^{(2)}) = y\psi(\eta) + (1 - y)(1 - \psi(\eta))$   
 $\psi(\eta) = 1 / (1 - \exp(-\eta))$  هي دالة التوزيع التجميعية اللوجستية،  
 كما أن الدالة  $g(u^{(l)}; 0; \Sigma^{(l)})$  عبارة عن دالة كثافة التوزيع الطبيعي متعدد المتغيرات في  $(u^{(l)})$ .

ثم كانت طريقة الإمكان الأعظم المقيدة Restricted Maximum likelihood التي اقترحها Mason<sup>69</sup> وآخرين عام 1983م Bryk and Raudenbush<sup>70</sup> عام 1986م، ثم تقديرات بيز Bayes estimation والتي تعد مدخل جديد لتقدير معاملات المعادلات والمقترحة من قبل Dempster<sup>71</sup> وآخرين عام 1981م. كذلك اقترحت إجراءات أخرى حتي استخدمت طريقة المربعات الصغرى المعممة المتكررة المعاد وزنها Iteratively Reweighed Generalized Least Squares من قبل Goldstein عام 1986م، وكذلك خوارزميات فيشر الرقمية Fisher scoring algorithm التي أقترحها Longford عام 1987م قد ساهمت في إمكانية معالجة النماذج متعددة المستويات.

حيث أدت هذه التطورات إلى حدوث طفرة كبيرة في الاهتمام بالمتغيرات النوعية كمتغيرات تابعة، حيث انحصر الاهتمام مسبقاً على المتغيرات التابعة المستمرة، ولكن اتسعت النظرية الإحصائية مؤخراً لتشمل هذه المتغيرات التابعة النوعية، وتم استخدام برمجيات مختلفة مثل HLM، MLwiN بغرض استيعاب المتغيرات التابعة الثنائية والمتغيرات الترتيبية والفئوية ضمن بيانات هرمية متعددة

<sup>69</sup>Mason, W. M. Wong, G. Y. , &Entwisle, B. (1983). Contextual analysis through the multilevel linear model. *Sociological Methodology*, 14, 72-103.

<sup>70</sup>Raudenbush, S. W. , &Bryk, A. S. (1986). A hierarchical model for studying school effects. *Sociology of Education*, 59, 1-17. .

<sup>71</sup>Dempster, A. P. , Rubin, D. B. , and Tsutakawa, R. K. (1981). Estimation in covariancecomponents models. *Journal of the American Statistical Association* 76,341-353.



المستويات، كذلك طور كل من Goldstein<sup>72</sup> عام 1991م، Longford عام 1993م برنامج إلكتروني يسمح باستخدام العديد من أنواع المتغيرات المتقطعة لنماذج ثنائية أو ثلاثية المستوى، كما أقترح Goldstein عام 1995م، Hedeker and Gibbons عام 1993م، Pinheiro and Bates عام 1995م عملية تقريب من الدرجة الثانية Second-order approximation. والتي ساهمت في الحصول على تقديرات دقيقة لطريقة الإمكان الأعظم باستخدام دالة جاوس-هيرمت التربيعية Gauss-Hermite quadrature والذي طبق منذ وقتها في العديد من البرامج مثل MIOR و SAS, PROC, NLMIED. كذلك أقترح Raudenbush, Yang & Yosef Raudenbush عام 2000م استخدام تحويلات لابلاس من الدرجات العليا كطريقة تقريبية تكرارية لحل المعادلات المعلقة للنماذج متعددة المستويات من خلال بعض البرامج. وفيما يلي عرض لبعض الطرق الأساسية التي استخدمت لتقدير معالم النماذج اللوجستية متعددة المستويات:

### الطرق المستخدمة في معالم النماذج متعددة المستويات:

يوجد العديد من الاتجاهات لتقدير التكامل على توزيع التأثيرات العشوائية، أحد هذه الاتجاهات يتمثل في اشتقاق دالة الإمكان الأعظم التجميعية واشتقاقها الجزئي، هذه الاتجاه يمكن تنفيذه من خلال جعل النموذج خطياً، حيث يمكن عمل ذلك باستخدام الدرجة الأولى أو الثانية بطريقة تايلور الممتدة Taylor expansion. كذلك أطلق Breslow and Clayton<sup>73</sup> (1973) مصطلح الإمكان الأعظم

---

<sup>72</sup>H. Goldstein. (1991), Nonlinear multilevel models, with an application to discrete response data. *Biometrika*, 78:45-51,.

<sup>73</sup>Breslow, N. W. , & Clayton, D. C. (1973). Approximate inference in generalized linear mixed models. *Journal of the American Statistical Association*, 88, 9-25

الهامشية (Marginal Quasi Likelihood (MQL) على الطرق التي تشمل التوسع في التوقع الشرطي حول الصفر (الجزء الثابت)، ومن ناحية أخرى، الطرق التي تشمل الجزء العشوائي سميت الإمكان الأعظم الهامشية التنبؤية Penalized or Predictive Quasi-Likelihood (PQL)، وبالتالي أقر الكثير من الكتاب والباحثين مثل Rodriguez and Goldman, 1995، وكذلك Goldstein & Rashbash, 1996 أن هذه الطرق مفيدة ويمكن توظيفها بالتبعية لكل من التأثيرات الثابتة ومكونات التباين في حالة المتغيرات التابعة ثنائية الاستجابة مع حجم طبقة صغير، وخاصة (MQL). كذلك يمكن استخدام طريقة لابلاس Laplace method لتقريب التكامل تعتبر طريقة أخرى بديلة لتقريب دالة الإمكان الأعظم، هذه الطرق تسمح بالحصول على تكامل سريع لدالة التأثيرات العشوائية في الدرجة الثانية لسلسلة تيلور حول تعظيم الدالة المتوقعة واستخدام النظرية الطبيعية للحصول على التكامل<sup>74</sup>. وحديثاً اقترح<sup>75</sup> Raudenbush, Yang and Yosef (2000) تقريب لابلاس من الدرجة السادسة والتي عرفت باسم LaPlace6 لتقريب دالة الإمكان الأعظم، هذه الطريقة تم تضمينها ضمن برنامج (HLM 5)، حيث ثبت أن هذه الطريقة التقريبية أدت نتائجها إلى الوصول إلى انحراف يمكن بسرعة استخدامه مع طريقة Likelihood-ratio tests مما يؤدي إلى نتائج أكثر دقة مقارنة بطريقة (PQL)، كذلك اعتبرت هذه الطريقة أسرع إلى

<sup>74</sup>Skrondal, A. & Rabe-Hesketh, S. (2004). *Generalized latent variable modeling: Multilevel, Longitudinal, and Structural Equation Models*. New York: Chapman & Hall /CRC.

<sup>75</sup>Raudenbush, S. W. , Yang, M. -L. , & Yosef, M. (2000). Maximum likelihood for generalized linear models with nested random effects via high-order, multivariate Laplace approximation. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 9, 141-145.

حد بعيد من المطابقة ضمن برنامج SAS NLMIED. وفيما يلي الخطوات التي يتم من خلالها تقدير واختبارات الفروض حول معالم النموذج.

### تقدير معالم النموذج اللوجستي متعدد المستويات:

تتم عملية تقدير معالم النموذج اللوجستي متعدد المستويات والذي على الصورة:

$$\eta_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{1ij} + \dots + \beta_Q X_{Qij} + \varepsilon_{ij} \quad (2 - 35)$$

فمن خلال طريقة Penalized Quasi-Likelihood (PQL) ثم من خلال بعض الطرق الرقمية والتي تستخدم لتعظيم دالة الإمكان Likelihood مثل طريقة مباريات فيشر Fisher Scoring method، وذلك وفق الخطوات التالية:

### 1- البدء باستخدام طريقة Penalized Quasi-Likelihood (PQL)

يمكن باستخدام هذه الطريقة تحويل نموذج الانحدار غير الخطي إلى نموذج خطي من خلال طريقة سلسلة تيلور الممتدة Taylor series expansion، ففي النموذج وحيد المستوى نجد أن<sup>76</sup>:

$$E(e_{ij}) = 0, \quad Var(e_{ij}) = \pi_{ij}(1 - \pi_{ij}) \quad \text{حيث } y_{ij} = \pi_{ij} + e_{ij}$$

وتكون الدرجة الأولى من سلسلة تيلور حول  $(\eta_{ij})$  في التكرار (s) على الصورة:

$$\pi_{ij} \approx \pi_{ij}^{(s)} + \frac{d\pi_{ij}}{d\eta_{ij}} (\eta_{ij} - \eta_{ij}^{(s)}) \quad (2 - 36)$$

---

<sup>76</sup> G. Y. Wong and W. M. Mason, (1984). , "The Hierarchical Logistic Regression Model for Multilevel Analysis", Research Report, Population Studies Center: University of Michigan,

وحيث أن:  $\frac{d\pi_{ij}}{d\eta_{ij}} = \pi_{ij}(1 - \pi_{ij}) = v_{ij}$  وباستبدال هذا التقريب بقيمة

$\pi_{IJ}$  في المعادلة الأساسية  $y_{ij} = \pi_{ij} + e_{ij}$  وبإعادة ترتيبها نجد أن:

$$y_{ij} = \pi_{ij}^{(s)} + v_{ij}^{(s)}(\eta_{ij} - \eta_{ij}^{(s)}) + e_{ij} \quad (2 - 37)$$

وبفك الحدود في المعادلة السابقة يمكن الوصول إلى<sup>77</sup>:

$$\begin{aligned} y_{ij}^{*(s)} &= \eta_{ij} + \varepsilon_{ij} \\ &= \beta_0 + \beta_1 X_{1ij} + \dots + \beta_Q X_{Qij} + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (2 - 38)$$

حيث:

$$y_{ij}^{*(s)} = \frac{y_{ij} - \pi_{ij}}{v_{ij}^{(s)}} + \eta_{ij}^{(s)} + \varepsilon_{ij},$$

$$, \text{ and } \text{var}(\varepsilon_{ij}) = \text{var}(e_{ij} / v_{ij}^{(s)}) \cong 1 / v_{ij}^{(s)}$$

وهذه المعادلة الأخيرة في صورة النموذج الخطي متعدد المستويات، والتي يمكن تقديرها من خلال طرق تقدير النماذج الخطية متعددة المستويات.

## 2- استخدام طريقة الإمكان الأعظم المتكررة Iterative maximum likelihood

وتسمى طريقة الإمكان الأعظم المتكررة باستخدام طريقة مباريات فيشر Iterative maximum likelihood by Fisher Scoring method حيث

ينصب دور هذه الطريقة على معالجة المعادلة السابقة

$$\begin{aligned} y_{ij}^{*(s)} &= \eta_{ij} + \varepsilon_{ij} \\ &= \beta_0 + \beta_1 X_{1ij} + \dots + \beta_Q X_{Qij} + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (2 - 39)$$

<sup>77</sup>Skron dal, A. &Rabe-Hesketh, S. (2004). Op, Cit, P 48.

باستخدام طريقة مباريات فيشر Fisher Scoring لتعظيم دالة الإمكان الأعظم بالنظر إلى مصفوفة التباين - التغاير للمستوى الثاني، وكذلك التأثيرات الثابتة، ولتطبيق طريقة فيشر التكرارية، نعيد كتابة النموذج الخاص بالمستوى الثاني للوحدات ( $j$ ) كما يلي<sup>78</sup>:

$$Y_j^{*(s)} = X_j \gamma_j + d_j, \quad d_j \approx N(0, V_j)$$

حيث:

$$d_j = Z_j U_j + \varepsilon_{ij}, \quad V_j = Z_j T Z_j' + \sigma_v^2 I,$$

$$\text{and } Y_j^{*(s)} \approx N_{nj}(X_j \gamma_j, V_j)$$

ويكون لوغاريتم دالة الإمكان الأعظم على الصورة<sup>79</sup>:

$$\log[L(Y_j^{*(s)}; \gamma_j, T, \sigma_v^2)] = -\frac{n}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \log |V_j| - \frac{1}{2} d_j' V_j^{-1} d_j \quad (2 - 40)$$

وهنا يتم توظيف طريقة فيشر لتحديد قيمة المعالم التي تعظم دالة الإمكان السابقة.

### 3- تقدير المعالم العشوائية أو مصفوفة التباين والتغاير:

على أثر تقدير معالم النموذج متعدد المستويات، يتم كذلك تقدير مكونات مصفوفة التباين والتغاير من خلال خطوات محددة وفق طريقة فيشر التكرارية للحصول على:

$$\omega^{(new)} = \omega^{(old)} + [Q(\omega)]^{-1} [M(\omega)] \quad (2 - 41)$$

$$\text{حيث: } M(\omega_j) = \frac{1}{2} \left[ \frac{\partial \text{vec}(V_j)}{\partial \omega'} \right]' (V_j^{-1} \otimes V_j^{-1}) \text{vec}(d_j d_j' - V_j)$$

<sup>78</sup>Skron dal, A. &Rabe-Hesketh, S. (2004). Op, Cit, P 49.

<sup>79</sup> G. Y. Wong and W. M. Mason, (1984). , ). Op, Cit.,

$$Q(\omega_j) = \frac{1}{2} \left[ \frac{\partial \text{vec}(V_j)}{\partial \omega'} \right]' (V_j^{-1} \otimes V_j^{-1}) \frac{\partial \text{vec} V_j}{\partial \omega'}$$

حيث:  $\omega^{(old)}$  عبارة عن قيمة المعلمة (أي من مكونات مصفوفة التباين - التغاير) الأولى أو السابقة.

حيث:  $\omega^{(new)}$  عبارة عن قيمة المعلمة (أي من مكونات مصفوفة التباين - التغاير) الجديدة.

وهنا يتم تكرار عملية تقدير المعالم حتى تتقارب التقديرات الجديدة مع التقديرات السابقة حتى يتم الوصول إلى أو تجاوز الفارق المحدد المسموح به السابق تحديده بين القيمة الجديدة والقديمة للمقدر وغالباً ما يكون الصفر.

#### 4- تقدير المعالم الثابتة في النموذج $(\gamma)$ Estimating Fixed Effects

كذلك يتم تقدير التأثيرات الثابتة ضمن نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات من خلال تطبيق نفس طريقة فيشر التكرارية للحصول على قيمة  $(\gamma)$  الجديدة من قيمتها القديمة وفق المعادلة:

$$\gamma^{(new)} = \gamma^{(old)} + [X_j' V_j^{-1} X_j']^{-1} [X_j' V_j^{-1} d_j] \quad (2 - 42)$$

ويتم الاستمرار في الحصول على قيم جديدة للتأثيرات الثابتة  $(\gamma)$  حتى يتم الوصول إلى الفارق المحدد المسموح به السابق تحديده بين القيمة الجديدة والقديمة للمقدر.

## 5- اختبارات الفروض:

### أ- اختبار الفروض حول المعالم الثابتة:

هنا يتم صياغة الفرض العدمي لكل معلمة على أن قيمة هذه المعلمة تساوي الصفر  $H_0 : \gamma_{qs} = 0$  ، في المقابل يكون الفرض البديل لكل معلمة على أن قيمة هذه المعلمة لا تساوي الصفر  $H_1 : \gamma_{qs} \neq 0$  ، ويتم اختبار الفروض حول كل معلمة من خلال اختبار T، حيث  $t = \gamma_{qs} / (\hat{V}_{(\hat{\gamma}_{qs})})^{1/2}$  وذلك بدرجات حرية تساوي  $((J - s_q) - 1)$ .

### ب- اختبار الفروض حول مكونات مصفوفة التباين والتغاير:

هنا يتم صياغة الفرض العدمي أيضا على أنه  $H_0 : \tau_{qq} = 0$  حيث  $\tau_{qq} = \text{var}(\beta_{qj})$  وهنا يتم استخدام اختبار مربع كاي، حيث يتم تحديد القيمة المحسوبة للاختبار من الصيغة<sup>80</sup>:

$$\chi^2 = \left( \sum_j \left[ \hat{\beta}_{qj} - \hat{\gamma}_{q0} - \sum_{s=1}^{s_q} \hat{\gamma}_{qs} W_{sj} \right] \right) / \hat{V}_{qqj} \quad (2 - 43)$$

وذلك بدرجات حرية تساوي  $(J - s_q - 1)$ .

## 6- طرق تقييم نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات:

هناك بعض المؤشرات التي يمكن من خلالها الوقوف على تقييم لمدى جودة تقديرات نموذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات منها:

<sup>80</sup>Guo G, Zhao H, (2000) Multilevel Modeling for Binary Data. Annual Review of Sociology, 26 PP, 441-462, P451.

### معامل الارتباط الداخلي (ICC):

كذلك يعتبر معامل الارتباط الداخلي بين المجموعات Intra- Class Correlation Coefficient (ICC) من المحددات الأساسية لدقة التقدير في النموذج اللوجستي متعدد المجموعات<sup>81</sup> حيث يحدد في النموذج اللوجستي من

الصيغة: 
$$\rho = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_e^2}$$
 ، على أنه يتم حساب  $(\sigma_e^2)$  من

$$\sigma_e^2 = \frac{\pi^3}{3} = \frac{(3.14)^2}{3} = \frac{9.88}{3} = 3.29 \quad (2 - 44)$$

حيث  $(\sigma_u^2)$  عبارة عن تباين الحد العشوائي في النموذج اللوجستي المتعدد غير الشرطي الذي يأخذ الصورة:

$$\text{Logit} (P_{ij}) = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (2 - 45)$$

حيث:

$$u_{0j} \approx N(0, \sigma_u^2)$$

النسبة المئوية للتحيز:

كذلك يمكن قياس صحة تقدير معالم النموذج اللوجستي متعدد المستويات من خلال النسبة المئوية للتحيز في تقدير المعالم<sup>82</sup> Percentage relative bias،

<sup>81</sup>Guo G, Zhao H, (2000) Op., Cit., P453.

<sup>82</sup>Guo G, Zhao H, (2000) Op., Cit., P454.



فبفرض أن  $(\hat{\theta})$  هي تقدير لمعلمة المجتمع  $(\theta)$  فإن

$$\text{Percentage relative bias} = \frac{\hat{\theta} - \theta}{\theta} \times 100 \text{ للمعلمة } (\theta).$$

### البرامج الخاصة بمعالجة البيانات متعددة المستويات:

من الطبيعي أن التحليل متعدد المستويات يحتاج إلى برامج خاصة بهذا النوع من التحليل، حيث توجد برامج خاصة بصياغة النماذج متعددة المستويات، أو كجزء من برامج التحليل الإحصائي العامة، ويعتبر برنامج MLwiN واحد من أهم البرامج المتخصصة في هذا المجال، كذلك هناك برامج أخرى متخصصة في التحليل متعدد المستويات مثل HLM وVARCL، كما أن هناك برامج عامة يمكن من خلالها إجراء التحليل متعدد المستويات مثل STATA، SAS. على أنه سيتم توظيف برنامج MLwiN من بين هذه البرامج لتحليل بيانات الدراسة.

وبهذا يكون قد تم استعراض للطرق الإحصائية التي من الممكن توظيفها لتقدير وتقييم معالم نماذج الانحدار اللوجستية متعددة المستويات، والتي تمثل الهدف الرابع من أهداف الدراسة.

### خلاصة الفصل الثاني:

في المبحث الأول: تم التمهيد بأهمية النماذج متعددة المستويات قبل استعراض صور النماذج المستخدمة في معالجة البيانات متعددة المستويات بشكل عام، كما تم استعراض نماذج الانحدار التي يمكن أن تستخدم لتحديد العلاقة بين مجموعة من المتغيرات التفسيرية في عدة مستويات، وبين متغير تابع كمي سواء كان يتبع أو لا يتبع التوزيع الطبيعي، والذي سيتم تطبيقه على اثنين من المتغيرات التابعة ضمن

الدراسة التطبيقية. كذلك تم العرض لنماذج الانحدار التي يمكن أن تستخدم لتحديد العلاقة بين مجموعة من المتغيرات التفسيرية في عدة مستويات، وبين متغير تابع نوعي سواء كان ثنائي أو متعدد القيم، والذي سيتم تطبيقه على أحد المتغيرات التابعة ضمن الدراسة التطبيقية. مع الإشارة للبرامج الإحصائية التي توظف لمعالجة مثل هذه النماذج.

وفي المبحث الثاني تم استعراض الكثير من التفاصيل حول النماذج الإحصائية لمعالجة المتغير التابع النوعي للبيانات متعددة المستويات/كواحد من أهم نماذج الانحدار التي توظف لتحديد العلاقة بين متغير تابع نوعي سواء ثنائي أو متعدد القيم، وبين واحد أو أكثر من المتغيرات التفسيرية سواء في مستوى واحد أو مستويين أو في حالة كون المستويات أكثر من ثلاثة.

وفي المبحث الثالث والأخير انصب الاهتمام على طرق تقدير وتقييم معالم نماذج الانحدار اللوجستي متعدد المستويات والذي بدأ باستعراض تطور طرق التقدير للنماذج متعددة المستويات والتي كان من الصعب بدونها معالجة البيانات متعددة المستويات، وللخطوات المتبعة في عملية تقدير معالم هذا النموذج والتي فيها يتم البدء بتوظيف طريقة الإمكان الأعظم التنبؤية Penalized Quasi-Likelihood (PQL)، ثم استخدام طريقة الإمكان الأعظم المتكررة Iterative maximum likelihood، وصولاً إلى طريقة تقدير المعالم الثابتة والعشوائية، مع الإشارة إلى طرق تقييم النموذج اللوجستي متعدد المستويات.

## الفصل الثالث

### التحليل الإحصائي لبيانات الخوف من الجريمة

#### مقدمة :

فيما سبق تم العرض للجانب النظري المتعلق بالبيانات المتعددة المستويات والنماذج الإحصائية المستخدمة في معالجتها، وفي هذا الفصل المتعلق بالتحليل الإحصائي لبيانات الخوف من الجريمة، نتناول الجانب التطبيقي للدراسة، والذي يهتم بمعالجة البيانات المتعلقة بالخوف من الجريمة بين طلبة الجامعات المصرية، التي تم جمع بياناتها من خلال الاستبيان المعد لهذا الغرض والمرفق طي الدراسة، حيث تم طباعة وتوزيع 3000 استبيان\* على الطلبة والطالبات في الكليات الكائنة بالجامعات الكائنة بالمحافظات الثلاثة عينة الدراسة، تم إرجاع 2482 استبانة ونسبة إرجاع بلغت 82.73%، وبدراسة هذه الاستبيانات ثبت أن بها عدد 119 استبانة غير مكتملة كلياً أو جزئياً، وعليه بلغ عدد الاستبانات الصالحة 2363 استبانة اعتبرت عينة الدراسة. أما البيانات التي تم الحصول عليها من هذه الاستبانات فقد كانت بيانات هرمية متداخلة تتكون من أربعة مستويات هي:

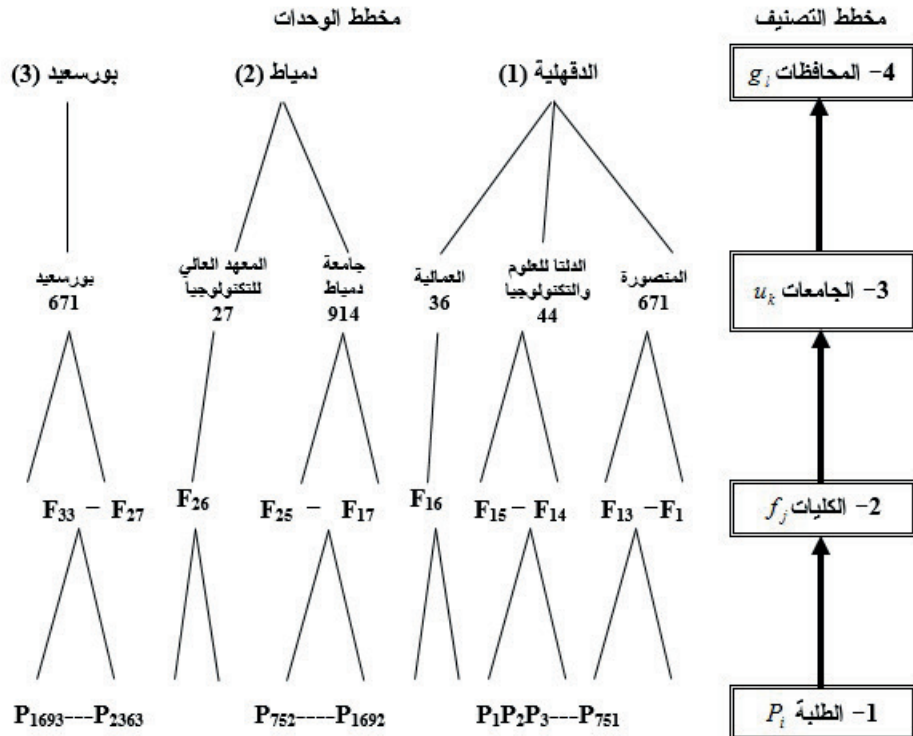
1. المستوى الأول: الطلبة (بخصائصهم الشخصية والتعليمية والأسرية والبيئية).
2. المستوى الثاني: الكليات (التي يدرس فيها الطلبة).
3. المستوى الثالث: الجامعات (التي توجد بها الكليات).
4. المستوى الرابع: المحافظات (التي توجد بها الجامعات).

---

\* هذا العدد يعد ضعف العدد المطلوب للحصول على التقديرات الجيدة المحددة سابقاً.

حيث كان كل طالب ينتمي إلى كلية محددة، وكذلك كل كلية تنتمي إلى جامعة محددة، وعليه يمكن صياغة النموذج الخاص ببيانات الدراسة المتعلقة بدراسة الخوف من الجريمة لدى طلبة الجامعات المصرية كما بالمخطط رقم (3-1) الذي يعرض النموذج الهرمي لبيانات الدراسة في أربع مستويات.

كذلك أشتمل الاستبيان على ثلاثة متغيرات تابعة حددت كمقاييس أو متغيرات تتعلق بتقييم مدى خوف الطالب المبحوث من الجريمة. ونظراً للطبيعة الإحصائية لهذه المتغيرات والمقاييس، تختلف النماذج الإحصائية المحددة لتلك المتغيرات التفسيرية ذات العلاقة بكل من هذه المتغيرات التابعة وبما يحقق أهداف الدراسة. على أن سيتم تقسيم هذا الفصل إلى ثلاثة مباحث، في كل مبحث يتم دراسة العلاقة بين واحد من تلك المتغيرات التابعة الثلاثة وعلاقته بباقي المتغيرات التفسيرية. على أنه سيتم دراسة العلاقة بين هذه المتغيرات التابعة وبين كافة المتغيرات التفسيرية في المستويات الأربعة السابق الإشارة إليها كل على حدة، أو على أساس وجود مستويين، ثم على أساس وجود ثلاثة مستويات وأخيراً على أساس وجود أربع مستويات مجتمعة. مع تقييم وتفسير النماذج التي تم التوصل إليها في كل حالة



### المخطط رقم (1-3)

النموذج الهرمي لبيانات الدراسة في أربع مستويات

## المبحث الأول

### التحليل الإحصائي لبيانات الخوف من الجريمة

#### وفق المتغير التابع NCS

يحدد هذا المتغير التابع ما إذا كان الطالب يخاف من أن يسير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه، وهذا المتغير التابع هو المستخدم في مسح الجريمة الوطني الأمريكي، حيث كانت صيغة هذا السؤال كما ورد في الاستبيان "هل تخاف أن تسير في الليل في منطقة بعيدة عن منطقة سكنك؟". حيث يتم الإجابة من قبل الطلبة من خلال خمسة اختيارات مرتبة في صورة مقياس ليكرت الخماسي (لا أخاف أبداً (0) - لا أخاف (1) - لا أستطيع التحديد (2) - أخاف (3) - أخاف كثيراً (4))، وفي هذا المبحث نحاول معالجة البيانات الواردة في الاستبيان وعلاقتها بهذا المتغير، مع تحليل وتقييم النتائج، على أن يسبق ذلك كما هو متبع وصف إحصائي لهذا المتغير على صورته بالاستبيان والصورة التي سيتم التحليل على أساسها.

#### التحليل الإحصائي الوصفي للمتغير التابع (NCS):

وهو مقياس أحادي الفقرة، يتم الإجابة عليه من خلال 5 اختيارات في صورة مقياس ليكرت LekartScale، وهذا المتغير نوعي ترتيبى Ordered، وتتراوح قيم هذا المتغير ما بين (0-4)، وذلك كما هو موضح بالجدول رقم (3-1) الذي يعرض التوزيع التكراري النسبي المزدوج لنتائج المتغير المستخدم في مسح الجريمة الوطني الأمريكي NCS National Crime Survey حسب المحافظة، ومنه يتضح أن قيمة دليل الخوف قد بلغت 53.16% للطلبة في محافظة الدقهلية، في حين بلغت هذه القيمة 49.36% بين الطلبة من محافظة دمياط، كما بلغت 68.88% للطلبة في محافظة بورسعيد، وعلى مستوى كافة الطلبة المبحوثين فقد بلغ دليل الخوف المعبر عن المتغير التابع NCS القيمة 56.11%.

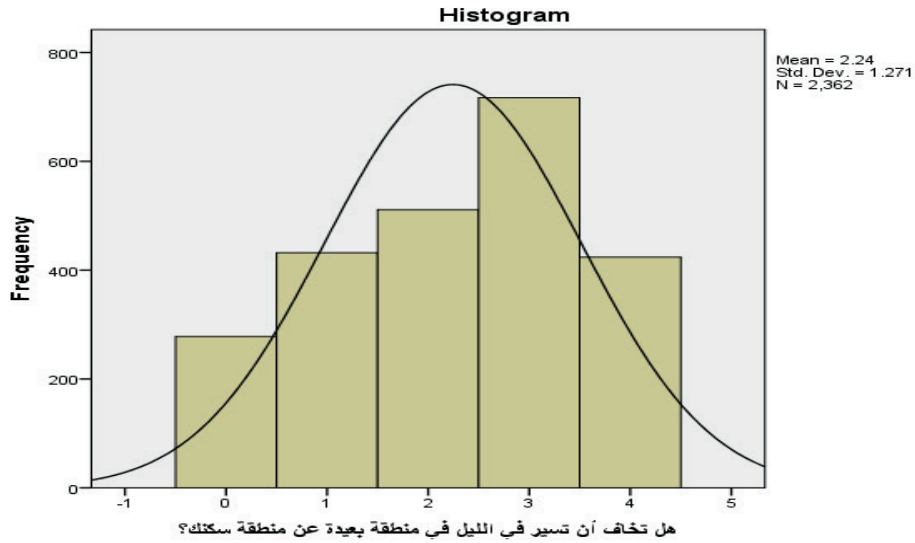
ومن الجدول يتضح معنوية اختبار مربع كاي المرفق، مما يشير وجود اختلاف معنوي وبدرجة ثقة أكبر من 99% بين التوزيعات التكرارية لمستويات خوف الطلبة من أن يسيروا في الليل في منطقة بعيدة عن منطقة سكنهم بين المحافظات الثلاثة. وهذه النتائج في الواقع تعبر عن حالة عامة من الخوف من السير ليلاً بعيداً عن منطقة سكن الطالب، وأن الطلبة في محافظة بورسعيد هم الأكثر خوفاً يليهم الطلبة في محافظة الدقهلية، ثم درجة خوف الطلبة الذين يعيشون ويدرسون في محافظة دمياط.

### الجدول رقم (3-1)

التوزيع التكراري النسبي المزدوج لنتائج المتغير المستخدم في مسح الجريمة الوطني الأمريكي المعبر عن المتغير التابع NCS حسب المحافظة

المجموع		أسم المحافظة						درجة الخوف
		بورسعيد		دمياط		الدقهلية		
النسبة	التكرار	النسبة	التكرار	النسبة	التكرار	النسبة	التكرار	
11.76	278	7.15	48	13.18	124	14.11	106	لا أخاف أبداً
18.28	432	9.39	63	25.19	237	17.58	132	لا أخاف
21.63	511	14.46	97	24.44	230	24.5	184	لا أستطيع التحديد
30.34	717	38.60	259	25.4	239	29.16	219	أخاف
17.99	425	30.40	204	11.8	111	14.65	110	أخاف كثيراً
100.00	2363	100.00	671	100	941	100	751	المجموع
56.11		68.89		49.36		53.16		دليل الخوف
مستوى الدلالة = 0.000			د. ح. = 8		قيمة الاختبار = 197.43			اختبار مربع كاي

كذلك للوقوف على مدى علاقة هذا المتغير التابع وبين شكل التوزيع الطبيعي ، فقد تم الحصول من خلال برنامج SPSS على الرسم البياني رقم (2-3) التالي:



الشكل البياني رقم (1-3)

المدرج التكراري للمتغير NCS مرفق بالمنحنى الطبيعي

#### التحليل الإحصائي الاستنتاجي للمتغير التابع NCS:

أيضاً لكي يمكننا التنبؤ بمدى خوف الطلبة من السير ليلاً في منطقة تبعد عن مكان سكنهم وفق المتغير الحالي، فمن الضروري صياغة نموذج انحدار يحدد العلاقة بين المتغير التابع الحالي وبين المتغيرات التفسيرية في المستويات الأربعة، على أن يسبق ذلك عملية انتخاب للمتغيرات الأكثر معنوية والتي لها تأثير معنوي على المتغير التابع، حيث ستم هذه الخطوة من خلال برنامج SPSS وفق الاتي:



### تحديد المتغيرات التفسيرية المعنوية من خلال برنامج SPSS:

نظراً لطبيعة المتغير التابع NCS والذي يعد من المتغيرات الترتيبية التي يتراوح مداها ما بين (0-4)، والذي يوصف بأنه متغير ترتيبي Ordered، فسوف نوظف نموذج الانحدار اللوجستي المتعدد المجموعات Multinomial Logistic Regression ضمن برنامج SPSS، حيث تم التحليل لمتغيرات المستوى الأول الخاص بالطالب، وجاءت النتائج كما هي موضحة بالجدول رقم (3-13) الذي يعرض نتائج تحليل الانحدار الخطي في حالة المتغير التابع NCS لمتغيرات المستوى الأول، لتشير إلى أن هذا التحليل قد أثمر عن اختيار 24 متغير تفسيري ثبت معنويتها من خلال اختبار Likelihood Ratio Tests الناتج ضمن هذا التحليل، مع الإشارة إلى أن نسبة التقسيم الصحيحة ضمن النموذج قد بلغت 43.44%، وهي نسبة تعتبر جيدة خاصة وأن هناك 5 حالات للمتغير التابع، وعليه سيتم الاختيار فقط من بين هذه المتغيرات التي ثبت معنويتها عند إجراء التحليل متعدد المستويات من خلال برنامج MLwiN، وهذا هو الهدف النهائي من إجراء هذا التحليل فقط.

### الجدول رقم (3-3)

#### نتائج تحليل الانحدار الخطي في حالة المتغير

#### التابع NCS لمتغيرات المستوى الأول

Variables	B	Std. Error	Wald	df	Sig.
Intercept	-.163	.723	.051	1	.822
Gender	.082	.180	.207	1	.649
HouseLoc	.314	.109	8.359	1	.004
NOSisters	-.056	.098	.326	1	.568
NOBrothers	-.539	.122	19.654	1	.000
YOEducation	-.389	.097	16.000	1	.000

Variables	B	Std. Error	Wald	df	Sig.
RentOROwned	-.458	.127	13.090	1	.000
WorkWOthers	.304	.185	2.718	1	.099
Smoking	.174	.209	.693	1	.405
Location	.153	.070	4.774	1	.029
NOBrothersLW	.495	.140	12.481	1	.000
AOEldest	-.020	.010	4.170	1	.041
NeighOF UniResidence	.102	.124	.673	1	.412
OrgnalGovernorate	-.195	.137	2.038	1	.153
SiblRank	-.232	.106	4.801	1	.028
Class	.326	.116	7.827	1	.005
PocketMny	.124	.125	.985	1	.321
Arnold1	.577	.300	3.691	1	.055
ReadingNewes	.415	.174	5.663	1	.017
WorkFather	-.063	.065	.961	1	.327
TraveledAbrd	-.042	.239	.030	1	.862
Neighborhood	-.313	.133	5.532	1	.019
NOSistersLW	-.022	.089	.062	1	.804
FathersAge	.015	.006	5.601	1	.018
FamilySz	-.408	.187	4.753	1	.029

### تحديد المتغيرات التفسيرية المعنوية من خلال برنامج MLwiN:

هنا يتم استخدام برنامج MLwiN لتحديد العلاقة بين المتغير التابع الترتيبي NCS وبين المتغيرات التفسيرية في المستويات المختلفة كل على حدة، ثم مجتمعين. ووفقاً للبرنامج فإنه يتم الحصول على نموذج الانحدار اللوجستي المتعدد Multinomial Logistic Regression، وهنا نحدد طبيعة العلاقة بين المتغير التابع والذي يفترض أن

له توزيع Multinomial وبين المتغيرات التفسيرية من خلال تحويلة اللوجيت Logit، مع تحديد المجموعة المرجعية على أنها الاختيار الأخير Often afraid والذي يشير إلى أخاف كثيراً، وذلك من خلال النافذة المقابلة بالبرنامج\*. (مع الإشارة إلى أنه وجد 37 قيمة مفقودة لهذا المتغير تم تحديدها بالاختيار الأوسط لا أستطيع التحديد)، وابتاع نفس الإجراءات السابق الإشارة إليها بخصوص تهيئة البيانات ونقلها إلى برنامج MLwiN وبذلك تتم عملية التهيئة ويمكن البدء بالتحليل وحيد المستوى وفق الآتي:

### الجزء الأول: التحليل وحيد المستوى

كذلك على أثر تحدية المتغيرات المعنوية ثم نقلها إلى برنامج MLwiN، نبدأ هنا بالتحليل للبيانات على أنها في مستوى واحد، وذلك لكل من المستويات الربعة محل الدراسة، وذلك وفق التفصيل التالي:

#### 1- بالنسبة للمستوى الرابع (المحافظات):

##### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط

ويتم الحصول عليه بتحديد المتغير التابع NCS في صورة فئات، ثم يتم تحديد متغير جديد من المتغير المعبر عن كود المحافظة ليصبح عبارة عن مسلسل رقمي

#### \*إجراءات البدء بالتحليل:

1- بعد نقل البيانات إلى برنامج MLwiN يتم تعريف مستويات المتغير NCS من شاشة البيانات Names بالضغط على قائمة Edit Name تفتح نافذة صغيرة منها يتم تسمية الكود (0)، الكود (1)، ... الكود (4).

2- يجب ألا يحتوي المتغير التابع في هذا التحليل على اي قيم مفقودة، وقد تم تكويد القيم المفقودة بالخيار الأوسط (لا أستطيع التحديد)

3- عند بدء تجهيز النموذج من شاشة Equations يتم تحديد المتغير التابع NCS المحدد بالاختيارات النصية الخمسة وليس الكود.

5- بعد تحديد المعالم الأولي للنموذج من Natation اسفل شاشة Equations ونحدد طبيعة المتغير التابع على أنها Multiple Subscripts.

من أول البيانات إلى آخرها، ثم بتحديد المتغير المرافق للثابت وهو Cons الذي يأخذ القيمة (1) لكافة المبحوثين، ثم بإجراء عملية التقدير نحصل على النتائج التالية:

$$\begin{aligned} \text{resp}_{ij} &\sim \text{Ordered Multinomial}(\text{cons}_j, \pi_{ij}) \\ \gamma_{0j} &= \pi_{0j}; \gamma_{1j} = \pi_{0j} + \pi_{1j}; \gamma_{2j} = \pi_{0j} + \pi_{1j} + \pi_{2j}; \gamma_{3j} = \pi_{0j} + \pi_{1j} + \pi_{2j} + \pi_{3j}; \gamma_{4j} = 1 \\ \text{logit}(\gamma_{0j}) &= -2.015(0.064)\text{cons.}(\leq \text{Never afraid})_{ij} \\ \text{logit}(\gamma_{1j}) &= -0.843(0.045)\text{cons.}(\leq \text{Don't afraid})_{ij} \\ \text{logit}(\gamma_{2j}) &= 0.069(0.041)\text{cons.}(\leq \text{Couldn't Determine})_{ij} \\ \text{logit}(\gamma_{3j}) &= 1.520(0.054)\text{cons.}(\leq \text{Afraid})_{ij} \end{aligned}$$

$$\text{cov}(\gamma_{sj}, \gamma_{tj}) = \gamma_{sj}(1 - \gamma_{tj}) / \text{cons}_j \quad s \leq r$$

وهنا نجد أن المتغير التابع والذي له 5 حالات (r=5)، إلا أن أربع معادلات فقط قد ظهرت في التحليل (s=4)، من هذه النتائج يتم الحصول على القيمة المقابلة للوجيت Anti-logit كما هو موضح بالجدول رقم (3-4) الذي يعرض حساب الاحتمالات لدرجات الخوف المختلفة وفق مقياس NCS للنموذج السابق، لنحصل على احتمال وجود طالب يخاف من السير ليلاً وفق الدرجات الأربعة الأولى المحددة بالمتغير (حيث اعتبرت الإجابة الخامسة هي المجموعة المرجعية)، الذي يقابل كل قيمة من قيم اللوجيت لكل فئة من الفئات الأربعة المحددة للخوف من السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكن الطالب، كما يلي:

الجدول رقم (3-4)

حساب الاحتمالات لدرجات الخوف المختلفة وفق NCS للنموذج السابق

Categories	$\text{logit}(\gamma_{0j})$	E	$e^{\text{logit}(\gamma_{0j})}$	$1 + e^{\text{logit}(\gamma_{0j})}$	$e^{\text{logit}(\gamma_{0j})} / (1 + e^{\text{logit}(\gamma_{0j})})$	$\gamma_{ij}$
Never afraid	-2.015	2.718	0.133	1.133	0.118	0.118
Don't afraid	-0.843	2.718	0.430	1.430	0.301	0.183
Couldn't Determine	0.069	2.718	1.071	2.071	0.517	0.216
Afraid	1.52	2.718	4.572	5.572	0.821	0.303
Often Afraid					1.00	0.179
Total						1.00

ومن هذه النتائج يتضح أن:

- ♦ احتمال أن يكون هناك طالب يجيب وفق مقياس NCS والمتعلق بالخوف من السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه بأنه لا يخاف أبداً Never afraid يبلغ 0.118 وعليه يمكن القول أن نسبة 11.8% من الطلبة أجابوا بهذا الاختيار.
- ♦ احتمال وجود طالب يجيب بأنه لا يخاف Don't afraid قد بلغ 0.183 وبالتالي فإن احتمال أنه لا يخاف ولا يخاف أبداً Never afraid يساوي 0.301، أي أن نسبة 30.1% من الطلبة لا يخافون ولا يخافون أبداً من السير ليلاً في أماكن بعيدة عن مقر سكنهم.
- ♦ احتمال أن طالب يجيب على أنه لا يستطيع التحديد Couldn't Determine حول الخوف من السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه قد بلغ 0.216، وعليه فإن مجموع الاحتمالات للحالات الثلاثة السابقة يبلغ 0.517، أو بمعنى آخر هناك نسبة 51.7% من الطلبة لا يستطيعون

التحديد ولا يخافون، ولا يخافون ابداً من السير ليلاً في أماكن بعيدة عن مقر سكنهم.

♦ احتمال أن طالب يجيب على أنه خائف Afraid من السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه يبلغ 0.303، أو بمعنى آخر هناك نسبة 30.3% من الطلبة أجابوا بهذا الاختيار. وهذا يعني كذلك أن مجموع الاحتمالات الأربعة السابقة قد بلغ 0.821.

♦ وأخيراً فقد ثبت أن احتمال أن طالب يجيب على أنه خائف جداً Often Afraid من السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه يبلغ 0.179 أو بمعنى آخر هناك نسبة 17.9% من الطلبة أجابوا بهذا الاختيار. وهذا يعني كذلك أن مجموع الاحتمالات الأربعة السابقة قد بلغ الواحد الصحيح.

#### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

ولإضافة المتغير الوحيد المتعلق بالمستوى الرابع الخاص برمز المحافظات\*، تم التوصل إلى النتائج التالية، ومن هذه النتائج تشير إلى أن هناك تأثير على إجابات الطلبة من محافظة إلى أخرى، وهنا يمكن حساب احتمال أن يجيب الطالب على أي من الاختيارات الخمسة بحساب القيمة المقابلة للوجيت الثابت المحددة عاليه، ثم جمعها على القيمة المقابلة للوجيت المتغير المحدد المحافظة GovCODE المحددة عاليه، ثم حساب قيمة المقابلة للوجيت ويمكن حساب هذه الاحتمالات للإجابات

---

\* 1- في بداية عملية إضافة المتغيرات يضاف المتغير الوهمي Cons من خلال قائمة إضافة المتغيرات، كمعاملات منفصلة

2- هنا وعند إضافة المتغير يكون هنا خيار من قائمة Specify Term إما أن يكون معامل هذا المتغير المضاف منفصل، وإما أن يكون معامل مشترك مع الثابت، وهنا تم اختيار أن يكون له معامل منفصل.

3- من نافذة Equation نضغط على قائمة Nonlinear ونختار Use Defaults ثم Done.

المختلفة على هذا السؤال في المحافظات المختلفة (الدقهلية، دمياط، بورسعيد) كما يلي:

$$\begin{aligned} \text{resp}_{ij} &\sim \text{Ordered Multinomial}(\text{cons}_j, \pi_{ij}) \\ \gamma_{0j} &= \pi_{0j}, \quad \gamma_{1j} = \pi_{0j} + \pi_{1j}, \quad \gamma_{2j} = \pi_{0j} + \pi_{1j} + \pi_{2j}, \quad \gamma_{3j} = \pi_{0j} + \pi_{1j} + \pi_{2j} + \pi_{3j}, \quad \gamma_{4j} = 1 \\ \text{logit}(\gamma_{0j}) &= -1.341(0.166)\text{cons}.(<= \text{Never afraid})_{ij} + \\ &\quad -0.356(0.085)\text{GovCODE}.(<= \text{Never afraid})_{ij} \\ \text{logit}(\gamma_{1j}) &= -0.152(0.120)\text{cons}.(<= \text{Don't afraid})_{ij} + \\ &\quad -0.358(0.059)\text{GovCODE}.(<= \text{Don't afraid})_{ij} \\ \text{logit}(\gamma_{2j}) &= 1.039(0.115)\text{cons}.(<= \text{Couldn't Determine})_{ij} + \\ &\quad -0.493(0.055)\text{GovCODE}.(<= \text{Couldn't Determine})_{ij} \\ \text{logit}(\gamma_{3j}) &= 2.540(0.163)\text{cons}.(<= \text{Afraid})_{ij} + -0.494(0.071)\text{GovCODE}.(<= \text{Afraid})_{ij} \\ \text{cov}(y_{sj}, y_{rj}) &= \gamma_{sj}(1 - \gamma_{rj})/\text{cons}_j \quad s \leq r \end{aligned}$$

#### أولاً: بالنسبة لمحافظة الدقهلية

كون كود المتغير المستقل GovCODE يأخذ القيمة (1) في محافظة الدقهلية، فيمكن حساب الاحتمالات المختلفة من خلال جمع قيمة الثابت + قيمة معامل المتغير (كود المحافظة) مع ضربها في القيمة (1)، ثم الحصول على القيمة المقابلة للوجيت، وفصل الاحتمالات التجميعية عن بعضها البعض وذلك لكل فئة من الفئات كما بالجدول (4-5) الآتي:

### الجدول رقم (3-5)

حساب الاحتمالات لدرجات الخوف المختلفة للطلبة في  
محافظة الدقهلية وفق مقياس NCS للنموذج السابق

Categories	$\log it(\gamma_{0j})$	E	$e^{\log it(\gamma_{0j})}$	$1 + e^{\log it(\gamma_{0j})}$	$e^{\log it(\gamma_{0j})} / (1 + e^{\log it(\gamma_{0j})})$	$\gamma_{ij}$
Neverafraid	-1.697	2.718	0.183	1.183	0.155	0.155
Don't afraid	-0.510	2.718	0.601	1.601	0.375	0.220
Couldn't Determine	0.546	2.718	1.726	2.726	0.633	0.258
Afraid	2.046	2.718	7.735	8.735	0.886	0.252
OftenAfraid					1.000	0.114
Total						1.000

ومن هذه النتائج يتضح أن:

- ♦ احتمال أن يكون هناك طالب من محافظة الدقهلية يجيب وفق مقياس NCS والمتعلق بالخوف من السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه بأنه لا يخاف أبداً Neverafraid يبلغ 0.155 وعليه يمكن القول أن نسبة 15.5% من الطلبة أجابوا بهذا الاختيار.
- ♦ احتمال أن يكون هناك طالب من محافظة الدقهلية يجيب وفق مقياس NCS والمتعلق بالخوف من السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه بأنه لا يخاف Don't afraid يبلغ 0.220 وعليه يمكن القول أن نسبة 22% من الطلبة أجابوا بهذا الاختيار.
- ♦ احتمال أن طالب من محافظة الدقهلية يجيب على أنه لا يستطيع التحديد Couldn't Determine حول قضية السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه يبلغ 0.258 أو بمعنى آخر هناك نسبة 25.8% من الطلبة أجابوا بهذا الاختيار.



- ♦ احتمال أن يكون هناك طالب من محافظة الدقهلية يجيب وفق مقياس NCS والمتعلق بالخوف من السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه بأنه يخاف Afraid يبلغ 0.252 وعليه يمكن القول أن نسبة 25.2% من الطلبة أجابوا بهذا الاختيار.
- ♦ احتمال أن طالب من محافظة الدقهلية يجيب على أنه يخاف بشدة OftenAfraid Determine حول قضية السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه يبلغ 0.114، أو بمعنى آخر هناك نسبة 11.4% من الطلبة أجابوا بهذا الاختيار.

#### ثانياً: بالنسبة لمحافظة دمياط

كون كود المتغير المعبر عن كود المحافظة يأخذ القيمة (2) في محافظة دمياط، فيمكن حساب الاحتمالات المختلفة من خلال جمع قيمة الثابت + قيمة معامل هذا المتغير مع ضربها في القيمة (2)، وذلك لكل فئة من الفئات كما بالجدول (4-6) الآتي:

#### الجدول رقم (3-6)

حساب الاحتمالات لدرجات الخوف المختلفة للطلبة في محافظة دمياط وفق مقياس NCS للنموذج السابق

Categories	$\log it(\gamma_{0j})$	e	$e^{\log it(\gamma_{0j})}$	$1 + e^{\log it(\gamma_{0j})}$	$e^{\log it(\gamma_{0j})} / (1 + e^{\log it(\gamma_{0j})})$	$\gamma_{ij}$
Neverafraid	-2.053	2.718	0.128	1.128	0.114	0.114
Don't afraid	-0.868	2.718	0.420	1.420	0.296	0.182
Couldn't determine	0.053	2.718	1.054	2.054	0.513	0.218
Afraid	1.552	2.718	4.720	5.720	0.825	0.312
Often afraid					1.000	0.175
Total						1.000

**ومن هذه النتائج يتضح أن:**

- ♦ احتمال أن يكون هناك طالب من محافظة دمياط يجيب وفق مقياس NCS والمتعلق بالخوف من السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه بأنه لا يخاف أبداً Neverafraid يبلغ 0.114 وعليه يمكن القول أن نسبة 11.4% من الطلبة أجابوا بهذا الاختيار.
- ♦ احتمال أن يكون هناك طالب من محافظة دمياط يجيب وفق مقياس NCS والمتعلق بالخوف من السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه بأنه لا يخاف Don'tafraid يبلغ 0.182 وعليه يمكن القول أن نسبة 18.2% من الطلبة أجابوا بهذا الاختيار. وهكذا.
- ♦ ويكون احتمال أن طالب من محافظة دمياط يجيب على أنه يخاف بشدة OftenAfraid حول قضية السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه يبلغ 0.175، أو بمعنى آخر هناك نسبة 17.5% من الطلبة أجابوا بهذا الاختيار.

**ثالثاً: بالنسبة لمحافظة بورسعيد**

كون كود المتغير المستقل المعبر عن كود المحافظة يأخذ القيمة (3) في محافظة بورسعيد، فيمكن حساب الاحتمالات المختلفة من خلال جمع قيمة الثابت + قيمة معامل هذا المتغير مع ضربها في القيمة (3)، وذلك لكل فئة من الفئات كما بالجدول (7-3) الآتي:

الجدول رقم (3-7)

حساب الاحتمالات لدرجات الخوف المختلفة للطلبة في  
محافظة بورسعيد وفق مقياس NCS للنموذج السابق

Categories	$\log it(\gamma_{0j})$	e	$e^{\log it(\gamma_{0j})}$	$1 + e^{\log it(\gamma_{0j})}$	$e^{\log it(\gamma_{0j})} / (1 + e^{\log it(\gamma_{0j})})$	$\gamma_{ij}$
Neverafraid	-2.409	2.718	0.090	1.090	0.083	0.083
Don't afraid	-1.226	2.718	0.294	1.294	0.227	0.144
Couldn't determine	-0.440	2.718	0.644	1.644	0.392	0.165
Afraid	1.058	2.718	2.880	3.880	0.742	0.351
Often afraid					1.000	0.258
Total						1.000

ومن هذه النتائج يتضح أن:

- ♦ احتمال أن يكون هناك طالب من محافظة بورسعيد يجيب وفق مقياس NCS والمتعلق بالخوف من السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه بأنه لا يخاف أبداً Neverafraid يبلغ 0.083 وعليه يمكن القول أن نسبة 8.3% من الطلبة أجابوا بهذا الاختيار.
  - ♦ احتمال أن يكون هناك طالب من محافظة بورسعيد يجيب وفق مقياس NCS والمتعلق بالخوف من السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه بأنه لا يخاف Don't afraid يبلغ 0.144 وعليه يمكن القول أن نسبة 14.4% من الطلبة أجابوا بهذا الاختيار. وهكذا.
  - ♦ ويكون احتمال أن طالب من محافظة بورسعيد يجيب على أنه يخاف بشدة OftenAfraid حول قضية السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه يبلغ 0.258، أو بمعنى آخر هناك نسبة 25.8% من الطلبة أجابوا بهذا الاختيار.
- وفي نهاية هذا التحليل يتم مقارنة احتمالات الخوف في المحافظات الثلاثة من التحليلات الثلاثة الأخيرة، وبين قيمة دليل الخوف الموضحة بالجدول رقم (3-3)

(5)، حيث يلاحظ أن هناك حالة من عدم التوافق بين النتائج، حيث ثبت من كلاهما الطلبة من محافظة بورسعيد كانوا أكثر خوفاً سواء في العينة (دليل الخوف) أو من النموذج الحالي. في حين اختلف الأمر بالنسبة للطلبة في كل من محافظتي الدقهلية ودمياط، وعليه نحتاج هنا أيضاً لعملية تطويع لرموز المتغير المتمثل في كود المحافظة، ليصبح كود محافظة الدقهلية (2)، محافظة دمياط (1)، محافظة بورسعيد (3)، وعليه يتم إجراء هذا التغيير على البيانات الأصلية ثم إعادة التحليل للوصول للنموذج التالي:

$$\text{resp}_{ij} \sim \text{Ordered Multinomial}(\text{cons}_j, \pi_{ij})$$

$$\gamma_{0j} = \pi_{0j}, \gamma_{1j} = \pi_{0j} + \pi_{1j}, \gamma_{2j} = \pi_{0j} + \pi_{1j} + \pi_{2j}, \gamma_{3j} = \pi_{0j} + \pi_{1j} + \pi_{2j} + \pi_{3j}, \gamma_{4j} = 1$$

$$\text{logit}(\gamma_{0j}) = -1.513(0.155)\text{cons.}(<=\text{Never afraid})_{ij} + \\ -0.276(0.081)\text{GovCODE.}(<=\text{Never afraid})_{ij}$$

$$\text{logit}(\gamma_{1j}) = 0.127(0.111)\text{cons.}(<=\text{Don't afraid})_{ij} + \\ -0.535(0.058)\text{GovCODE.}(<=\text{Don't afraid})_{ij}$$

$$\text{logit}(\gamma_{2j}) = 1.270(0.108)\text{cons.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ij} + \\ -0.636(0.053)\text{GovCODE.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ij}$$

$$\text{logit}(\gamma_{3j}) = 2.725(0.154)\text{cons.}(<=\text{Afraid})_{ij} + -0.598(0.067)\text{GovCODE.}(<=\text{Afraid})_{ij}$$

$$\text{cov}(y_{sj}, y_{rj}) = \gamma_{sj}(1 - \gamma_{rj}) / \text{cons}_j \quad s < r$$

وهنا تكون النتائج النهائية كما بالجدول رقم (3-8) الآتي:

### الجدول رقم (3-8)

ملخص نتائج حساب الاحتمالات لدرجات الخوف المختلفة للطلبة في  
المحافظات الثلاثة وفق مقياس NCS للنموذج السابق

Categories	الدقهلية		دمياط		بورسعيد	
Never afraid	0.113	0.113	0.143	0.143	0.088	0.088
Don't afraid	0.280	0.168	0.399	0.256	0.186	0.098
Couldn't determine	0.500	0.219	0.653	0.254	0.346	0.160
Afraid	0.822	0.322	0.893	0.240	0.717	0.372
Often afraid	1.000	0.178	1.000	0.107	1.000	0.283
Total		1.000		1.000		1.000

وهذه النتائج بعد هذا التغيير تتوافق مع النتائج التي تم الحصول عليها من عينة الدراسة.

### 2- بالنسبة للمستوى الثالث (الجامعات):

هنا وبخصوص المتغيرات الخاصة بالجامعات، يرغب الباحث في تحديد المتغيرات التي يثبت أن لها تأثير معنوي على المتغير التابع NCS والذي يعتبر متغير ترتيبي، وذلك وفق التفصيل التالي:

#### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

نظراً لأن التحليل في مستوى واحد، فسوف نحصل على نفس النموذج الثابت السابق الخاص بالمتغير التابع NCS نظراً لتشابه البيانات المدخلة في التحليل.

#### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

وبإضافة المتغيرات التفسيرية الخاصة بالجامعات والمتمثلة في نوع الجامعة Rank أن كانت خاصة (1) أم حكومية (2)، وكذلك مدى عراقة الجامعة والذي

يستدل عليه من تاريخ إنشائها YearCreate حديثة (1)، عريقة (2)، حيث ثبت معنوية المتغير YearCreate لكافة حالات المتغير التابع، في حين ثبت عدم معنوية المتغير Rank للحالة الثانية من الخوف فقط، وذلك وفق النتائج الآتية:

$$\begin{aligned} \text{resp}_{ij} &\sim \text{Ordered Multinomial}(\text{cons}_j, \pi_{ij}) \\ \gamma_{0j} &= \pi_{0j}, \quad \gamma_{1j} = \pi_{0j} + \pi_{1j}, \quad \gamma_{2j} = \pi_{0j} + \pi_{1j} + \pi_{2j}, \quad \gamma_{3j} = \pi_{0j} + \pi_{1j} + \pi_{2j} + \pi_{3j}, \quad \gamma_{4j} = 1 \\ \text{logit}(\gamma_{0j}) &= 0.079(0.442)\text{cons.}(<=\text{Never afraid})_{ij} + \\ &\quad -0.138(0.052)\text{UniversityCODE.}(<=\text{Never afraid})_{ij} + \\ &\quad -0.762(0.263)\text{Rank.}(<=\text{Never afraid})_{ij} \\ \text{logit}(\gamma_{1j}) &= -0.458(0.411)\text{cons.}(<=\text{Don't afraid})_{ij} + \\ &\quad -0.150(0.038)\text{UniversityCODE.}(<=\text{Don't afraid})_{ij} + \\ &\quad 0.152(0.230)\text{Rank.}(<=\text{Don't afraid})_{ij} \\ \text{logit}(\gamma_{2j}) &= 0.162(0.394)\text{cons.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ij} + \\ &\quad -0.248(0.035)\text{UniversityCODE.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ij} + \\ &\quad 0.534(0.220)\text{Rank.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ij} \\ \text{logit}(\gamma_{3j}) &= 1.355(0.506)\text{cons.}(<=\text{Afraid})_{ij} + \\ &\quad -0.278(0.049)\text{UniversityCODE.}(<=\text{Afraid})_{ij} + \\ &\quad 0.754(0.286)\text{Rank.}(<=\text{Afraid})_{ij} \\ \text{cov}(y_{sj}, y_{rj}) &= \gamma_{sj}(1 - \gamma_{rj})/\text{cons}_j \quad s \leq r \end{aligned}$$

وهذه النتائج تشير إلى أن المتغيرين أسم الجامعة وحالة الجامعة إن كانت حكومية أم خاصة هما المحددين لدرجة خوف الطالب من السير ليلاً في منطقة تبعد عن منطقة سكنه، وبنفس الطريقة السابقة يمكن تحديد تأثير الجامعات على درجة خوف الطلبة من السير ليلاً في مناطق بعيدة عن منطقة سكنهم وفق مقياس NCS، مع اعتبار هناك 6 قد تم تجميع بيانات منها، كما أن المتغير Rank له قيمتين فقط للجامعات الخاصة (1)، للجامعات الحكومية (2)).

### 3- بالنسبة للمستوى الثاني (الكليات):

كذلك بخصوص المتغيرات الخاصة بالكليات، يتم تحديد المتغيرات التي يثبت أن لها تأثير معنوي على المتغير التابع NCS والذي يعتبر متغير ترتيبى، وذلك وفق التفصيل التالي:

#### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

نظراً لأن التحليل في مستوى واحد، فإننا سوف نحصل على نفس النموذج الثابت السابق.

#### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

وبإضافة المتغيرات التفسيرية الخاصة بالكليات والتي يبلغ عددها 7 متغيرات، فقد ثبتت معنوية 4 متغيرات منها وبدرجة ثقة أكبر من 90 إلى 99%، هي المتمثلة في اسم الطليعة، ثم طبيعة الدراسة نظرية أم عملية، وكذلك طبيعة المدينة حضرية أم غير حضرية، وأخيراً طبيعة مكان الكلية داخل أم خارج حرم جامعي، وكانت النتائج كالتالي:

وعليه يمكن القول أن هذه المتغيرات الأربعة هي المحددة لدرجة خوف الطالب من السير ليلاً في منطقة تبعد عن مكان سكنه وذلك عند النظر فقط للمتغيرات الخاصة بالكلية، وبنفس الطريقة السابقة يمكن تحديد تأثير الكليات على درجة خوف الطلبة من السير ليلاً في مناطق بعيدة عن منطقة سكنه وفق مقياس NCS، بضرب قيمة المتغيرات المختلفة في معاملاتها، ثم جمعها على معاملات الثابت Cons ثم حساب القيمة المقابلة للوجيت بنفس الطريقة المشار إليها سابقاً، للحصول على احتمالات الخوف من السير ليلاً لطلبة كل كلية على حدة، مع تحديد عوامل المتغيرات وفق ما هو محدد سابقاً ضمن الفصل الثالث من الدراسة.

$$\begin{aligned}
 \text{resp}_{ij} &\sim \text{Ordered Multinomial}(\text{cons}_j, \pi_{ij}) \\
 \gamma_{0j} &= \pi_{0j}, \quad \gamma_{1j} = \pi_{0j} + \pi_{1j}, \quad \gamma_{2j} = \pi_{0j} + \pi_{1j} + \pi_{2j}, \quad \gamma_{3j} = \pi_{0j} + \pi_{1j} + \pi_{2j} + \pi_{3j}, \quad \gamma_{4j} = 1 \\
 \text{logit}(\gamma_{0j}) &= -0.925(0.369)\text{cons.}(<=\text{Never afraid})_{ij} + \\
 &\quad -0.057(0.008)\text{FacultyCODE.}(<=\text{Never afraid})_{ij} + \\
 &\quad 0.557(0.143)\text{ThORPr.}(<=\text{Never afraid})_{ij} + \\
 &\quad -0.480(0.196)\text{NationalCity.}(<=\text{Never afraid})_{ij} + \\
 &\quad -0.121(0.100)\text{NationalPlace.}(<=\text{Never afraid})_{ij} \\
 \text{logit}(\gamma_{1j}) &= 0.066(0.261)\text{cons.}(<=\text{Don't afraid})_{ij} + \\
 &\quad -0.045(0.006)\text{FacultyCODE.}(<=\text{Don't afraid})_{ij} + \\
 &\quad 0.642(0.102)\text{ThORPr.}(<=\text{Don't afraid})_{ij} + \\
 &\quad -1.321(0.134)\text{NationalCity.}(<=\text{Don't afraid})_{ij} + \\
 &\quad 0.374(0.069)\text{NationalPlace.}(<=\text{Don't afraid})_{ij} \\
 \text{logit}(\gamma_{2j}) &= 2.000(0.236)\text{cons.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ij} + \\
 &\quad -0.055(0.005)\text{FacultyCODE.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ij} + \\
 &\quad 0.213(0.089)\text{ThORPr.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ij} + \\
 &\quad -1.053(0.130)\text{NationalCity.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ij} + \\
 &\quad 0.172(0.069)\text{NationalPlace.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ij} \\
 \text{logit}(\gamma_{3j}) &= 2.631(0.299)\text{cons.}(<=\text{Afraid})_{ij} + \\
 &\quad -0.050(0.007)\text{FacultyCODE.}(<=\text{Afraid})_{ij} + \\
 &\quad 0.506(0.111)\text{ThORPr.}(<=\text{Afraid})_{ij} + \\
 &\quad -1.377(0.206)\text{NationalCity.}(<=\text{Afraid})_{ij} + \\
 &\quad 0.552(0.111)\text{NationalPlace.}(<=\text{Afraid})_{ij}
 \end{aligned}$$

$$\text{cov}(y_{sj}, y_{rj}) = \gamma_{sj}(1 - \gamma_{rj}) / \text{cons}_j \quad s \leq r$$

#### 4- بالنسبة للمستوى الأول (الطلبة):

كذلك نحاول تحديد المتغيرات التفسيرية ضمن المستوى الأول والتي يثبت أن لها تأثير معنوي على المتغير التابع NCS، وذلك وفق التفصيل التالي:

##### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

نظراً لأن التحليل في مستوى واحد، فإننا سوف نحصل على نفس النموذج الثابت السابق.



### ب- نماذج المتغيرات التفسيرية:

كذلك بتحديد المستوى الأول ضمن النموذج، ثم إتباع إجراءات إضافة المتغيرات التفسيرية الخاصة بالطلبة وأسرهم والبيئة التي يعيشون فيها، فقد ثبتت معنوية أربعة متغيرات منها فقط وبدرجة ثقة أكبر من 99%، وهي نوع الطالب، وكذلك الصف الدراسي الذي يدرس به، وكذلك التقدير في العام السابق وأخيراً، المحافظة الأصلية للأسرة الطالب.

$$\text{resp}_{ij} \sim \text{Ordered Multinomial}(\text{cons}_j, \pi_{ij})$$

$$\gamma_{0j} = \pi_{0j}, \gamma_{1j} = \pi_{0j} + \pi_{1j}, \gamma_{2j} = \pi_{0j} + \pi_{1j} + \pi_{2j}, \gamma_{3j} = \pi_{0j} + \pi_{1j} + \pi_{2j} + \pi_{3j}, \gamma_{4j} = 1$$

$$\text{logit}(\gamma_{0j}) = -0.435(0.273)\text{cons.}(\leq \text{Never Afraid})_{ij} +$$

$$-0.662(0.082)\text{Gender.}(\leq \text{Never Afraid})_{ij} +$$

$$-0.083(0.050)\text{Class.}(\leq \text{Never Afraid})_{ij} +$$

$$0.099(0.044)\text{LYGrade.}(\leq \text{Never Afraid})_{ij} +$$

$$0.509(0.094)\text{OrgnalGovernorate.}(\leq \text{Never Afraid})_{ij}$$

$$\text{logit}(\gamma_{1j}) = 0.372(0.269)\text{cons.}(\leq \text{Don't afraid})_{ij} +$$

$$-0.373(0.083)\text{Gender.}(\leq \text{Don't afraid})_{ij} +$$

$$-0.041(0.050)\text{Class.}(\leq \text{Don't afraid})_{ij} +$$

$$0.036(0.043)\text{LYGrade.}(\leq \text{Don't afraid})_{ij} +$$

$$0.401(0.089)\text{OrgnalGovernorate.}(\leq \text{Don't afraid})_{ij}$$

$$\text{logit}(\gamma_{2j}) = 0.039(0.442)\text{cons.}(\leq \text{Couldn't Determine})_{ij} +$$

$$1.946(0.171)\text{Gender.}(\leq \text{Couldn't Determine})_{ij} +$$

$$-0.053(0.076)\text{Class.}(\leq \text{Couldn't Determine})_{ij} +$$

$$-0.110(0.072)\text{LYGrade.}(\leq \text{Couldn't Determine})_{ij} +$$

$$-0.004(0.145)\text{OrgnalGovernorate.}(\leq \text{Couldn't Determine})_{ij}$$

$$\text{logit}(\gamma_{3j}) = 3.071(1.007)\text{cons.}(\leq \text{Afraid})_{ij} + 2.119(0.374)\text{Gender.}(\leq \text{Afraid})_{ij} +$$

$$0.153(0.159)\text{Class.}(\leq \text{Afraid})_{ij} - 0.335(0.149)\text{LYGrade.}(\leq \text{Afraid})_{ij} +$$

$$-0.735(0.371)\text{OrgnalGovernorate.}(\leq \text{Afraid})_{ij}$$

$$\text{cov}(V_{sj}, V_{tj}) = \gamma_{sj}(1 - \gamma_{tj}) / \text{cons}_j \quad s \leq t$$

وعليه يمكن القول أن هذه المتغيرات الأربعة ضمن هذا النموذج هي المحددة لدرجة خوف الطالب من السير ليلاً في منطقة تبعد عن مكان سكنه وذلك عند النظر فقط للمتغيرات الخاصة بالطالب، وبنفس الطريقة السابقة يمكن تحديد تأثير المتغيرات الخاصة بالطالب وأسرته على درجة خوف الطلبة من السير ليلاً في منطقة بعيدة عن منطقة سكنه وفق مقياس NCS، بضرب كود المتغيرات المختلفة في معاملاتها، ثم جمعها على معاملات الثابت Cones ثم حساب القيمة المقابلة لقيمة اللوجيت بنفس الطريقة المشار إليها سابقاً.

### الجزء الثاني: تحليل البيانات على مستويين

في التحليل السابق تم الحصول على النماذج الإحصائية لمستوى واحد من البيانات، وتم تحديد المتغيرات لكل مستوى على حدة. وفي هذه المرحلة من التحليل يتم تحديد المتغيرات ذات العلاقة بالمتغير التابع لمستويين اثنين فقط، المستوى الأول هو الطلبة، أما المستوى الثاني فهو الكليات. من خلال توظيف نموذج الانحدار اللوجستي الترتيبي متعدد المستويات Multilevel multinomial logistic regression model كما يلي:

#### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

بتحديد المتغير التابع NCS وتحديد مستويات التحليل على انهم اثنين، ثم بتحديد المتغير الخاص بالكليات كمستوى ثاني، والمتغير الخاص بالطلبة كمستوى أول، ثم باختيار طبيعة النموذج كالسابق، مع ملاحظة هنا أن النموذج حدد القيمة المقدرة للمتغير التابع  $(\gamma_{0jk})$  حيث الدليل الأول هو الخاص بفئات المتغير التابع (أربع فئات) وبالتالي هذا الدليل يتغير لكل فئة على حدة ليكون (1، 2، 3، 4). أما الدليل (J) فيعبر عن المستوى الأول، والدليل (K) يعبر عن المستوى الثاني، تم الحصول على النموذج الآتي:

$$\begin{aligned} \text{resp}_{ijk} &\sim \text{Ordered Multinomial}(\text{cons}_{jk}, \pi_{ijk}) \\ \gamma_{0jk} &= \pi_{0jk}, \quad \gamma_{1jk} = \pi_{0jk} + \pi_{1jk}, \quad \gamma_{2jk} = \pi_{0jk} + \pi_{1jk} + \pi_{2jk}, \\ \gamma_{3jk} &= \pi_{0jk} + \pi_{1jk} + \pi_{2jk} + \pi_{3jk}, \quad \gamma_{4jk} = 1 \\ \text{logit}(\gamma_{0jk}) &= -2.015(0.064)\text{cons.}(\leq \text{Never afraid})_{ijk} \\ \text{logit}(\gamma_{1jk}) &= -0.843(0.045)\text{cons.}(\leq \text{Don't afraid})_{ijk} \\ \text{logit}(\gamma_{2jk}) &= 0.069(0.041)\text{cons.}(\leq \text{Couldn't Determine})_{ijk} \\ \text{logit}(\gamma_{3jk}) &= 1.520(0.054)\text{cons.}(\leq \text{Afraid})_{ijk} \\ \text{cov}(y_{sjk}, y_{tjk}) &= \gamma_{sjk}(1 - \gamma_{tjk}) / \text{cons}_{jk} \quad s \leq t \end{aligned}$$

حيث:

- القيمة (-2.015) هي معامل الثابت Conse في حالة الاختيار Never afraid بانحراف معياري بلغ (0.064).
- القيمة (-0.543) هي معامل الثابت Conse في حالة الاختيار Dont afraid بانحراف معياري بلغ (0.045).
- القيمة (0.069) هي معامل الثابت Conse في حالة الاختيار Couldn't determine بانحراف معياري بلغ (0.041).
- القيمة (1.520) هي معامل الثابت Conse في حالة الاختيار Afraid بانحراف معياري بلغ (0.054).

وبتحديد هذه القيم لكل حالة من الحالات الخمسة للمتغير NCS يمكن الحصول على قيمة اللوجيت، ثم نحصل على القيمة المقابلة للوجيت Anti-logit بنفس الطريقة السابقة لحساب احتمالات درجات الخوف المختلفة في حالة مستويين من البيانات هي المستوى الأول والثاني.

#### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

هنا يتم أتباع نفس الإجراءات بإضافة المتغيرات التفسيرية الخاصة بالكليات وكذلك الطلبة واحداً تلو الآخر مع دراسة مستوى معنويته، بهدف الإبقاء في النموذج

على أفضل هذه المتغيرات معنوية، (حيث ثبت عدم إمكانية تحويل معاملات اي من المتغيرات إلى معاملات عشوائية) حيث تم التوصل إلى النتائج التالية:

#### ومن هذه النتائج يتضح أن:

♦ ثبتت معنوية ثلاثة متغيرات محددة لمدى لخوف الطالب من السير ليلاً في منطقة تبعد عن منطقة سكنه وفق مقياس NCS وبدرجات ثقة أكبر من 90%.

♦ كذلك يمكن الحصول على القيمة المقابلة للوجيت Anti-logit لكل من حالات المتغير التابع NCS الأربعة كما هو موضح سابقاً.

♦ ثبت أنه في حالة التحليل على مستويين (الكليات، الطلبة) فإن المتغيرات التفسيرية المحددة لخوف الطالب من السير ليلاً في منطقة تبعد عن منطقة سكنه وفق مقياس NCS تتحدد من خلال متغير واحد يتعلق بالكلية وهو طبيعة المدينة التي توجد بها الكلية، ثم متغيرين فقط من المتغيرات الخاصة بالمستوى الأول هي نوع الطالب وكذلك الصف الدراسي.

وهذه النتائج في الحقيقة تشير إلى أن هذا النموذج والخاص بمعالجة المتغير التابع متعدد القيم من أقل النماذج استيعاباً للمتغيرات التفسيرية، وقد يرجع ذلك إلى أن النموذج يحدد معاملات مستقلة لهذه المتغيرات لكل من حالات المتغير التابع الأربعة باستثناء الحالة الخامسة (المرجعية).

$$\begin{aligned}
 \text{resp}_{ijk} &\sim \text{Ordered Multinomial}(\text{cons}_{jk}, \pi_{ijk}) \\
 \gamma_{0jk} &= \pi_{0jk}, \quad \gamma_{1jk} = \pi_{0jk} + \pi_{1jk}, \quad \gamma_{2jk} = \pi_{0jk} + \pi_{1jk} + \pi_{2jk}, \\
 \gamma_{3jk} &= \pi_{0jk} + \pi_{1jk} + \pi_{2jk} + \pi_{3jk}, \quad \gamma_{4jk} = 1 \\
 \text{logit}(\gamma_{0jk}) &= -0.121(0.450)\text{cons.}(\leq \text{Never afraid})_{ijk} + \\
 &\quad -0.057(0.009)\text{FacultyCode.}(\leq \text{Never afraid})_{ijk} + \\
 &\quad 0.520(0.146)\text{ThORPr.}(\leq \text{Never afraid})_{ijk} + \\
 &\quad -0.605(0.146)\text{NationalCity.}(\leq \text{Never afraid})_{ijk} + \\
 &\quad -0.201(0.076)\text{Class.}(\leq \text{Never afraid})_{ijk} + \\
 &\quad 0.267(0.136)\text{WorkWOthers.}(\leq \text{Never afraid})_{ijk} + \\
 &\quad -0.267(0.082)\text{PocketMny.}(\leq \text{Never afraid})_{ijk} \\
 \text{logit}(\gamma_{1jk}) &= 0.757(0.317)\text{cons.}(\leq \text{Don't afraid})_{ijk} + \\
 &\quad -0.042(0.006)\text{FacultyCode.}(\leq \text{Don't afraid})_{ijk} + \\
 &\quad 0.654(0.103)\text{ThORPr.}(\leq \text{Don't afraid})_{ijk} + \\
 &\quad -0.751(0.102)\text{NationalCity.}(\leq \text{Don't afraid})_{ijk} + \\
 &\quad -0.178(0.052)\text{Class.}(\leq \text{Don't afraid})_{ijk} + \\
 &\quad 0.477(0.098)\text{WorkWOthers.}(\leq \text{Don't afraid})_{ijk} + \\
 &\quad -0.288(0.061)\text{PocketMny.}(\leq \text{Don't afraid})_{ijk} \\
 \text{logit}(\gamma_{2jk}) &= 2.509(0.288)\text{cons.}(\leq \text{Couldn't Determine})_{ijk} + \\
 &\quad -0.051(0.005)\text{FacultyCode.}(\leq \text{Couldn't Determine})_{ijk} + \\
 &\quad 0.209(0.091)\text{ThORPr.}(\leq \text{Couldn't Determine})_{ijk} + \\
 &\quad -0.701(0.091)\text{NationalCity.}(\leq \text{Couldn't Determine})_{ijk} + \\
 &\quad -0.128(0.047)\text{Class.}(\leq \text{Couldn't Determine})_{ijk} + \\
 &\quad 0.670(0.097)\text{WorkWOthers.}(\leq \text{Couldn't Determine})_{ijk} + \\
 &\quad -0.318(0.059)\text{PocketMny.}(\leq \text{Couldn't Determine})_{ijk} \\
 \text{logit}(\gamma_{3jk}) &= 2.489(0.356)\text{cons.}(\leq \text{Afraid})_{ijk} + \\
 &\quad -0.044(0.007)\text{FacultyCode.}(\leq \text{Afraid})_{ijk} + \\
 &\quad 0.502(0.114)\text{ThORPr.}(\leq \text{Afraid})_{ijk} + \\
 &\quad -0.458(0.113)\text{NationalCity.}(\leq \text{Afraid})_{ijk} + \\
 &\quad 0.084(0.058)\text{Class.}(\leq \text{Afraid})_{ijk} + \\
 &\quad 0.881(0.147)\text{WorkWOthers.}(\leq \text{Afraid})_{ijk} + \\
 &\quad -0.231(0.079)\text{PocketMny.}(\leq \text{Afraid})_{ijk} \\
 \text{cov}(y_{sjk}, y_{tjk}) &= \gamma_{sjk}(1 - \gamma_{tjk}) / \text{cons}_{jk} \quad s \leq t
 \end{aligned}$$

### الجزء الثالث: تحليل البيانات على ثلاثة مستويات

في حالة التحليل على ثلاثة مستويات، يتم اعتبار أن متغيرات الطلبة بمثابة المستوى الأول، في حين أن متغيرات الكليات تمثل المستوى الثاني أما الجامعات فتمثل المستوى الثالث، وذلك وفق التفصيل التالي:

#### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط

بتحديد المتغير التابع NCS وتحديد مستويات التحليل على انها ثلاثة مستويات، ثم بتحديد المتغير الخاص بالجامعات كمستوى ثالث، ثم بتحديد الكليات كمستوى ثاني، والمتغير الخاص بالطلبة كمستوى اول، ثم باختيار طبيعة النموذج كالسابق، تم الحصول على النموذج الاتي:

$$\begin{aligned} \text{resp}_{ijkl} &\sim \text{Ordered Multinomial}(\text{cons}_{jkl}, \pi_{ijkl}) \\ \gamma_{0jkl} &= \pi_{0jkl}, \gamma_{1jkl} = \pi_{0jkl} + \pi_{1jkl}, \gamma_{2jkl} = \pi_{0jkl} + \pi_{1jkl} + \pi_{2jkl}; \\ \gamma_{3jkl} &= \pi_{0jkl} + \pi_{1jkl} + \pi_{2jkl} + \pi_{3jkl}, \gamma_{4jkl} = 1 \\ \text{logit}(\gamma_{0jkl}) &= -2.015(0.064)\text{cons.}(<=\text{Never afraid})_{ijkl} \\ \text{logit}(\gamma_{1jkl}) &= -0.843(0.045)\text{cons.}(<=\text{Don't afraid})_{ijkl} \\ \text{logit}(\gamma_{2jkl}) &= 0.069(0.041)\text{cons.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ijkl} \\ \text{logit}(\gamma_{3jkl}) &= 1.520(0.054)\text{cons.}(<=\text{Afraid})_{ijkl} \end{aligned}$$

$$\text{cov}(y_{sjkl}, y_{tjkl}) = \gamma_{sjkl}(1 - \gamma_{tjkl}) / \text{cons}_{jkl} \quad s \leq t$$

حيث يلاحظ أن قيمة معامل المتغير الوهمي Cons لم تتغير فيما بين حالة مستويين فقط وحالة ثلاثة مستويات، وهذا يعني بداية عدم تأثر المتغير التابع محل الدراسة بتقسيم البيانات على أساس الجامعات. وبالتالي فإن التقديرات المبنية على أساس مستويين، يمكن تعميمها هنا ايضاً لتكون على ثلاثة مستويات.

### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

كذلك وباتباع نفس الإجراءات السابقة لإضافة المتغيرات التفسيرية الخاصة بالجامعات كمستوى ثالث والكليات كمستوى ثاني وكذلك الطلبة كمستوى أول، وذلك واحداً تلو الآخر (حيث لا يتوافر بالبرنامج إمكانية تحديد كافة المتغيرات التفسيرية مرة واحدة كما هو الحال في برنامج SPSS على سبيل المثال) مع دراسة مستوى معنويته، تم التوصل إلى النموذج المحدد ضمن النتائج التالية:

#### ومن هذه النتائج يتضح أن:

- ♦ ثبتت معنوية خمسة متغيرات محددة لمدى لخوف الطالب من السير ليلاً في منطقة تبعد عن منطقة سكنه وفق مقياس NCS وبدرجات ثقة أكبر من 90%.
- ♦ يمكن أيضاً الحصول على القيمة المقابلة للوجيت Anti-logit لكل من حالات المتغير التابع NCS الخمسة كما هو موضح سابقاً، مع الاهتمام بتحديد كود المتغيرات التفسيرية وفق ما هو محدد سابقاً.

$resp_{ijkl} \sim \text{Ordered Multinomial}(cons_{jkl}, \pi_{ijkl})$

$\gamma_{0jkl} = \pi_{0jkl}, \gamma_{1jkl} = \pi_{0jkl} + \pi_{1jkl}, \gamma_{2jkl} = \pi_{0jkl} + \pi_{1jkl} + \pi_{2jkl},$

$\gamma_{3jkl} = \pi_{0jkl} + \pi_{1jkl} + \pi_{2jkl} + \pi_{3jkl}, \gamma_{4jkl} = 1$

$\text{logit}(\gamma_{0jkl}) = -0.035(0.527)cons.(=<Never\ afraid)_{ijkl} +$   
 $-0.354(0.063)UniversityCode.(=<Never\ afraid)_{ijkl} +$   
 $0.374(0.215)YearCreate.(=<Never\ afraid)_{ijkl} +$   
 $-0.356(0.168)NationalCity.(=<Never\ afraid)_{ijkl} +$   
 $0.311(0.134)WorkWOthers.(=<Never\ afraid)_{ijkl} +$   
 $-0.296(0.081)PocketMny.(=<Never\ afraid)_{ijkl}$

$\text{logit}(\gamma_{1jkl}) = 2.063(0.383)cons.(=<Don't\ afraid)_{ijkl} +$   
 $-0.201(0.056)UniversityCode.(=<Don't\ afraid)_{ijkl} +$   
 $-0.242(0.185)YearCreate.(=<Don't\ afraid)_{ijkl} +$   
 $-0.815(0.124)NationalCity.(=<Don't\ afraid)_{ijkl} +$   
 $0.523(0.098)WorkWOthers.(=<Don't\ afraid)_{ijkl} +$   
 $-0.269(0.061)PocketMny.(=<Don't\ afraid)_{ijkl}$

$$\begin{aligned}\text{logit}(\gamma_{2jkl}) &= 3.286(0.343)\text{cons.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ijkl} + \\ &\quad -0.241(0.055)\text{UniversityCode.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ijkl} + \\ &\quad -0.262(0.181)\text{YearCreate.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ijkl} + \\ &\quad -0.785(0.110)\text{NationalCity.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ijkl} + \\ &\quad 0.727(0.096)\text{WorkWOthers.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ijkl} + \\ &\quad -0.328(0.059)\text{PocketMny.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ijkl} \\ \text{logit}(\gamma_{3jkl}) &= 4.061(0.419)\text{cons.}(<=\text{Afraid})_{ijkl} + \\ &\quad -0.194(0.076)\text{UniversityCode.}(<=\text{Afraid})_{ijkl} + \\ &\quad -0.287(0.251)\text{YearCreate.}(<=\text{Afraid})_{ijkl} + \\ &\quad -0.581(0.133)\text{NationalCity.}(<=\text{Afraid})_{ijkl} + \\ &\quad 0.973(0.149)\text{WorkWOthers.}(<=\text{Afraid})_{ijkl} + \\ &\quad -0.214(0.079)\text{PocketMny.}(<=\text{Afraid})_{ijkl}\end{aligned}$$

وعليه فإنه في حالة التحليل على ثلاثة مستويات (الجامعات، الكليات، الطلبة) أن المتغيرات التفسيرية المحددة لخوف الطالب من السير ليلاً في منطقة تبعد عن منطقة سكنه وفق مقياس NCS تتحدد من خلال المتغيرات المتمثلة في: اسم الجامعة، تاريخ إنشاء الجامعة، وكذلك طبيعة المدينة التي توجد بها الكلية (حضرية إلى حد ما، أم حضرية)، أما المتغيرات ذات العلاقة بالمستوى الأول فقد كانت الدراسة والعمل لدى الغير، وكذلك المصروف الشخصي للطالب.

#### الجزء الرابع: تحليل البيانات على أربع مستويات

في حالة التحليل على أربع مستويات، يتم اعتبار أن الطلبة يمثلون المستوى الأول، في حين أن الكليات تمثل المستوى الثاني أما الجامعات فتمثل المستوى الثالث، وأخيراً فإن المحافظات تمثل المستوى الرابع، وذلك وفق التفصيل التالي:



#### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

بتحديد مستويات التحليل على أنها أربعة مستويات، وذلك بتحديد المحافظة كمستوى أول، ثم الجامعات كمستوى ثالث، ثم الكليات كمستوى ثاني، وأخيراً الطلبة كمستوى أول، وتحديد خصائص النموذج كما سبق، تم الحصول على النموذج الآتي:

$$\text{resp}_{ijklm} \sim \text{Ordered Multinomial}(\text{cons}_{jklm}, \pi_{ijklm})$$

$$\gamma_{0jklm} = \pi_{0jklm}; \gamma_{1jklm} = \pi_{0jklm} + \pi_{1jklm}; \gamma_{2jklm} = \pi_{0jklm} + \pi_{1jklm} + \pi_{2jklm};$$

$$\gamma_{3jklm} = \pi_{0jklm} + \pi_{1jklm} + \pi_{2jklm} + \pi_{3jklm}; \gamma_{4jklm} = 1$$

$$\text{logit}(\gamma_{0jklm}) = -2.015(0.064)\text{cons.}(<=\text{Never afraid})_{ijklm}$$

$$\text{logit}(\gamma_{1jklm}) = -0.843(0.045)\text{cons.}(<=\text{Don't afraid})_{ijklm}$$

$$\text{logit}(\gamma_{2jklm}) = 0.069(0.041)\text{cons.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ijklm}$$

$$\text{logit}(\gamma_{3jklm}) = 1.520(0.054)\text{cons.}(<=\text{Afraid})_{ijklm}$$

$$\text{cov}(\gamma_{sjklm}, \gamma_{tjklm}) = \gamma_{sjklm}(1 - \gamma_{tjklm}) / \text{cons}_{jklm} \quad s \leq t$$

ومن هذه النتائج أيضاً يتضح أن قيمة معامل المتغير الوهمي Cons لم تتغير فيما بين حالة مستويين فقط وحالة ثلاثة مستويات وحالة أربع مستويات، وهذا يعني بداية عدم تأثير المتغير التابع محل الدراسة بتقسيم البيانات على أساس المحافظات أو الجامعات. وبالتالي فإن التقديرات المبنية على النموذج المحتوي على الثابت فقط على أساس ثلاثة مستويات يمكن تعميمها هنا أيضاً لتكون على أربع مستويات.

#### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

كذلك وباتباع نفس الإجراءات السابقة لإضافة المتغيرات التفسيرية الخاصة بالمستويات الأربعة واحداً تلو الآخر مع دراسة مستوى معنويته، تم التوصل إلى النموذج التالي:

#### ومن هذه النتائج يتضح أن:

- ◆ ثبتت معنوية 6 متغيرات محددة لمدى لخوف الطالب من السير ليلاً في منطقة تبعد عن منطقة سكنه وفق مقياس NCS ودرجات ثقة أكبر من 90%، وهذه المتغيرات هي الفرقة الدراسية، الدراسة مع الاهتمام بالاطلاع على الصحف والمجلات والإنترنت. الدراسة والعمل لدى الغير. مصروفك الشخصي، تعرضت لأي نوع من الجرائم، عدد الأخوة الذكور.
- ◆ من هذه النتائج يمكن أيضاً الحصول على القيمة المقابلة للوجيت-Anti-logit لكل من حالات المتغير التابع NCS الأربعة كما هو موضح سابقاً، مع الاهتمام بتحديد كود المتغيرات التفسيرية وفق ما هو محدد سابقاً.
- ◆ ثبت أنه في حالة التحليل على أربع مستويات (المحافظات، الجامعات، الكليات، الطلبة) أن المتغيرات التفسيرية المحددة لخوف الطالب من السير ليلاً في منطقة تبعد عن منطقة سكنه وفق مقياس NCS تتحدد من خلال المتغيرات الخاصة بالمستوى الأول فقط، وربما ذلك يرجع إلى أن البيانات الخاصة بالطالب وبيئته وأسرته فقط هي المحددة لهذا الخوف، ولا عرقه له سواء بالكلية أو الجامعة أو حتى المحافظة.

$$\text{resp}_{ijklm} \sim \text{Ordered Multinomial}(\text{cons}_{sjklm}, \pi_{ijklm})$$

$$\gamma_{0jklm} = \pi_{0jklm}; \gamma_{1jklm} = \pi_{0jklm} + \pi_{1jklm}; \gamma_{2jklm} = \pi_{0jklm} + \pi_{1jklm} + \pi_{2jklm};$$

$$\gamma_{3jklm} = \pi_{0jklm} + \pi_{1jklm} + \pi_{2jklm} + \pi_{3jklm}; \gamma_{4jklm} = 1$$

$$\begin{aligned} \text{logit}(\gamma_{0jklm}) = & -0.696(0.304)\text{cons.}(<=\text{Never afraid})_{ijklm} + \\ & -0.221(0.073)\text{Class.}(<=\text{Never afraid})_{ijklm} + \\ & -0.289(0.130)\text{ReadingNewes.}(<=\text{Never afraid})_{ijklm} + \\ & 0.262(0.134)\text{WorkWOthers.}(<=\text{Never afraid})_{ijklm} + \\ & -0.286(0.083)\text{PocketMny.}(<=\text{Never afraid})_{ijklm} + \\ & 0.292(0.046)\text{NOBrothers.}(<=\text{Never afraid})_{ijklm} + \\ & -0.678(0.173)\text{Arnold1.}(<=\text{Never afraid})_{ijklm} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{logit}(\gamma_{1jklm}) = & -0.155(0.221)\text{cons.}(<=\text{Don't afraid})_{ijklm} + \\ & -0.205(0.051)\text{Class.}(<=\text{Don't afraid})_{ijklm} + \\ & 0.120(0.094)\text{ReadingNewes.}(<=\text{Don't afraid})_{ijklm} + \\ & 0.541(0.097)\text{WorkWOthers.}(<=\text{Don't afraid})_{ijklm} + \\ & -0.296(0.061)\text{PocketMny.}(<=\text{Don't afraid})_{ijklm} + \\ & 0.197(0.037)\text{NOBrothers.}(<=\text{Don't afraid})_{ijklm} + \\ & -0.226(0.113)\text{Arnold1.}(<=\text{Don't afraid})_{ijklm} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{logit}(\gamma_{2jklm}) = & 0.799(0.208)\text{cons.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ijklm} + \\ & -0.120(0.046)\text{Class.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ijklm} + \\ & 0.110(0.086)\text{ReadingNewes.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ijklm} + \\ & 0.728(0.096)\text{WorkWOthers.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ijklm} + \\ & -0.334(0.058)\text{PocketMny.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ijklm} + \\ & 0.227(0.037)\text{NOBrothers.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ijklm} + \\ & -0.352(0.103)\text{Arnold1.}(<=\text{Couldn't Determine})_{ijklm} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{logit}(\gamma_{3jklm}) = & 1.198(0.271)\text{cons.}(<=\text{Afraid})_{ijklm} + 0.053(0.058)\text{Class.}(<=\text{Afraid})_{ijklm} + \\ & 0.300(0.110)\text{ReadingNewes.}(<=\text{Afraid})_{ijklm} + \\ & 0.927(0.147)\text{WorkWOthers.}(<=\text{Afraid})_{ijklm} + \\ & -0.233(0.076)\text{PocketMny.}(<=\text{Afraid})_{ijklm} + \\ & 0.214(0.050)\text{NOBrothers.}(<=\text{Afraid})_{ijklm} + \\ & 0.052(0.135)\text{Arnold1.}(<=\text{Afraid})_{ijklm} \end{aligned}$$

$$\text{cov}(\gamma_{sjklm}, \gamma_{tjklm}) = \gamma_{sjklm}(1 - \gamma_{tjklm}) / \text{cons}_{sjklm} \quad s \leq t$$

### خلاصة نتائج تحليل المتغير التابع NCS:

أخيراً وفي ختام التحليل الخاص بالمتغير التابع NCS ، فقد تم عرض بعض المؤشرات الخاصة باستخدام كل من برنامج SPSS، MLwiN سواء لكل مستوى على حدة أو لتوليفة المستويات المختلفة، حيث يعرض الجدول رقم (3-19) ملخص نتائج المتغير التابع NCS باستخدام كل من برنامج SPSS، MLwiN، ومنه يتضح أنه في حالة كون المتغير التابع من النوع الترتيبي متعدد الحالات، فإنه في حالة التحليل لمستوى واحد فقد ثبت أن هناك اختلاف كبير بين عدد المتغيرات التي ثبت معنويتها فيما بين التحليل باستخدام برنامج SPSS وبين برنامج MLWIN، حيث كانت المتغيرات التي ثبت معنويتها أكثر بكثير بالنسبة للأول مقارنة بالثاني. كذلك في حالة استخدام التحليل متعدد المستويات، فنشير بداية إلى أن برنامج SPSS قد عالج البيانات في المستويات المختلفة وكأنها في مستوى واحد، بعكس برنامج MLwiN والذي عالجها على أساس التحليل متعدد المستويات، حيث نلاحظ انخفاض عدد المتغيرات التفسيرية المعنوية في حالة تعدد المستويات من خلال برنامج MLwiN بشكل كبير مقارنة بأنواع المتغيرات التابعة الأخرى

### النتائج النهائية حول المتغير التابع NCS:

يشير النموذج الأخير إلى نموذج الانحدار اللوجستي المتعدد المستويات لأربع مستويات متداخلة من البيانات، قد شمل فقط 6 متغيرات تفسيرية جميعها من المتغيرات الخاصة بالمستوى الأول وفق ما هو محدد بالجدول رقم (3-1) الذي يعرض النتائج المعتمدة لنموذج الانحدار اللوجستي المتعدد المستويات (لأربع مستويات) مع المتغير التابع NCS، والذب من خلاله تم حساب:

- ♦ الحد الأدنى والحد الأعلى لقيمة  $\hat{P}$  Expected والتي تعبر عن القيمة المتوقعة لاحتمال الخوف من السير ليلاً فب منطقة تبعد عن مكان سكن الطالب، وذلك للحالات الخمسة للخوف.
- ♦ كذلك تم حساب قيمة اللوجيت للقيمة باستخدام تحويلية اللوجيت للحصول على الاحتمالات التجميعية لكل درجة من درجات الخوف الخمسة.
- ♦ وأخيراً تم حساب الاحتمال الخاص بكل درجة من درجات الخوف الخمسة في صف تالي كما هو موضح بالجدول.

### الجدول رقم (3-9)

النتائج المعتمدة لنموذج الانحدار اللوجستي المتعدد المستويات

(لأربع مستويات) مع المتغير التابع NCS

Class	المتغيرات	Variables	$B^{\wedge}$	S.E.	Range		Expected $\hat{P}$	
					From	To	Min	Max
Never afraid	الثابت	Cons	-0.696	0.304	1	1	-0.70	-0.70
	الفرقة	Class	-0.221	0.073	1	5	-1.11	-0.22
	الدراسة مع الاهتمام بالاطلاع على الصحف والمجلات والإنترنت.	ReadingNewes	-0.289	0.13	0	1	-0.29	0.00
	الدراسة والعمل لدى الغير.	WorkWOthers	0.262	0.134	0	1	0.00	0.13
	مصرفك الشخصي	PocketMny	-0.286	0.083	1	3	-0.86	-0.29
	تعرضت لأي نوع من	Arnold 1	-0.678	0.173	1	2	-1.36	-0.68

Class	المتغيرات	Variables	B <sup>^</sup>	S.E.	Range		Expected $\bar{P}$	
					From	To	Min	Max
	الجرائم							
	عدد الأخوة الذكور	NOBrothers	0.292	0.046	0	10	0.00	0.46
	Total						-4.30	-1.29
	احتمال أن الطالب لا يخاف أبداً من السير ليلاً في منطقة تبعد عن منطقة سكنه						0.01	0.22
	احتمال أن الطالب لا يخاف أبداً من السير ليلاً في منطقة تبعد عن منطقة سكنه						0.01	0.22
Don't afraid	الثابت	Cons	-0.155	0.221	1	1	-0.16	-0.16
	الفرقة	Class	-0.205	0.051	1	5	-1.03	-0.21
	الدراسة مع الاهتمام بالاطلاع على الصحف والمجلات والإنترنت.	ReadingNews	0.12	0.094	0	1	0.00	0.09
	الدراسة والعمل لدى الغير.	WorkWOthers	0.541	0.097	0	1	0.00	0.10
	مصرفك الشخصي	PocketMny	-0.296	0.061	1	3	-0.89	-0.30
	هل سبق أن تعرضت لأي نوع من الجرائم خلال آخر (12) شهراً الماضية؟	Arnold 1	-0.226	0.113	1	2	-0.45	-0.23
	عدد الأخوة الذكور	NOBrothers	0.197	0.037	0	10	0.00	0.37
	Total						-2.52	-0.32
	احتمال أن الطالب لا يخاف أبداً، ولا يخاف من السير ليلاً في منطقة تبعد عن منطقة سكنه						0.07	0.42

الفصل الثالث : التحليل الإحصائي لبيانات الخوف من الجريمة

Class	المتغيرات	Variables	B ^	S.E.	Range		Expected P̂	
					From	To	Min	Max
	احتمال أن الطالب لا يخاف من السير ليلاً في منطقة تبعد عن منطقة سكنه						0.06	0.20
Couldn't Determine	الثابت	Cons	0.799	0.208	1	1	0.80	0.21
	الفرقة	Class	-0.12	0.046	1	5	-0.60	-0.12
	الدراسة مع الاهتمام بالاطلاع على الصحف والمجلات والإنترنت.	ReadingNewes	0.11	0.086	0	1	0.00	0.09
	الدراسة والعمل لدى الغير.	WorkWOthers	0.728	0.096	0	1	0.00	0.10
	مصرفك الشخصي	PocketMny	-0.334	0.058	1	3	-1.00	-0.33
	هل سبق أن تعرضت لأي نوع من الجرائم خلال آخر (12) شهراً الماضية؟	Arnold 1	-0.352	0.103	1	2	-0.70	-0.35
	عدد الأخوة الذكور	NOBrothers	0.227	0.037	0	10	0.00	0.37
	Total						-1.51	-0.05
	احتمال أن الطالب لا يخاف ابداً، ولا يخاف، ولا يستطيع التحديد						0.18	0.49
	احتمال أن الطالب لا يستطيع التحديد						0.11	0.07
Afraid	الثابت	Cons	1.198	0.271	1	1	1.20	0.27
	الفرقة	Class	0.053	0.058	1	5	0.05	0.29
	الدراسة مع الاهتمام بالاطلاع على الصحف والمجلات	ReadingNewes	0.3	0.11	0	1	0.00	0.11

Class	المتغيرات	Variables	B <sup>^</sup>	S.E.	Range		Expected $\hat{P}$	
					From	To	Min	Max
	والإنترنت.							
	الدراسة والعمل لدى الغير.	WorkWOthers	0.927	0.147	0	1	0.00	0.15
	مصرفك الشخصي	PocketMny	-0.233	0.076	1	3	-0.70	-0.23
	هل سبق أن تعرضت لأي نوع من الجرائم خلال آخر (12) شهراً الماضية؟	Arnold 1	0.052	0.135	1	2	0.05	0.27
	عدد الأخوة الذكور	NOBrothers	0.214	0.05	0	10	0.00	0.50
	Total						0.60	1.36
	مجموع الاحتمالات السابقة						0.65	0.79
	احتمال أن الطالب يخاف من السير ليلاً في منطقة تبعد عن منطقة سكنه						0.47	0.31
Often Afraid	احتمال أن الطالب يخاف كثيراً من السير ليلاً في منطقة تبعد عن منطقة سكنه						0.35	0.21
	مجموع الاحتمالات						1.00	1.00

### كيفية التنبؤ بالخوف من التعرض لأي نوع من الجرائم وفق المتغير التابع :NCS

بالرغم من صعوبة التعامل مع المتغيرات النوعية المتعددة القيم والتي ينتمي إليها هذا المتغير التابع، إلا أنه يمكن الوصول إلى احتمال الخوف لكل حالة من حالات المتغير الخمسة بالحصول مباشرة على القيمة المقابلة للوجيت لمجموع



حاصل ضرب معاملات المتغيرات التفسيرية في معاملات متغيراتها. والتي يجب أن يكون مجموعها الواحد الصحيح. ويكون القرار الأخير على أن الطالب يخاف من السير ليلاً في منطقة تبعد عن محل سكنه حسب الفئة التي يكون احتمالها أكبر احتمال من بين الفئات الخمسة الموضحة لمستويات الخوف. وللتسهيل في الحصول على قيمة الاحتمالات لدرجات الخوف الخمسة المحددة ضمن هذا المتغير، فقد تم صياغة جدول خاص على برنامج Excel لتسهيل تحديد الاحتمال المطلوب في حالة تحديد قيم المتغيرات المختلفة للطالب كما سبقت الإشارة.

#### خلاصة المتغير التابع NCS:

بناء على هذه النتائج يتضح أن المتغيرات التي ثبت أن لها علاقة بخوف الطالب من السير ليلاً في منطقة تبعد عن منطقة سكنه، لم تشمل أي من المتغيرات الخاصة بالمحافظة أم بالجامعة ولا حتى الكليات، وذلك ربما كان أمر متوقع إذ أن طبيعة السؤال ليس لها علاقة مباشرة بالمتغيرات المحددة بهذه المستويات، إنما بشخصية الطالب وطبيعة أسرته وبيئته. حيث تم تضمين نتائج هذا التحليل أيضاً ضمن الملف المعد من خلال برنامج Excel المرفق ضمن ملحق الدراسة. وبهذا الجزء من التحليل يكون قد أنجز جزء ثاني من أربعة أجزاء من الهدف الخامس من أهداف الدراسة والمتمثل في صياغة النماذج الإحصائية الأكثر دقة لتحديد العلاقة بين المتغيرات التابعة الثلاثة المحددة لخوف الطلبة من الجريمة، وبين المتغيرات التفسيرية الأكثر تأثيراً في تلك المتغيرات التابعة.

## المبحث الثاني

### التحليل الإحصائي لبيانات الخوف من الجريمة

#### وفق المقياس Ferraro1

يعتبر مقياس الجريمة Ferraro1، والمستخدم من قبل لاجرينج وفيريرو<sup>76</sup> LaGrange & Ferraro، من المقاييس السابق توظيفها للوقوف على قياس لحالة الخوف من الجريمة، والذي ورد في الاستبيان بالصيغة: "ما مستوى خوفك من أن تكون ضحية للجرائم التالية؟"، والجرائم المحددة ضمن هذا المقياس في صيغته الأساسية تضم عدد 11 جريمة مختلفة، إلا أنه نظراً لواقع تطور وزيادة الجرائم الإلكترونية، فقد تم إضافة جريمة أخرى ضمن المقياس تتعلق بالجرائم الإلكترونية والمؤكد وجودها في الوقت الحاضر، وبذلك أصبح ضمن هذا المقياس 12 جريمة محددة. حيث تأتي الإجابة من قبل الطلبة على كل جريمة من هذه الجرائم على حدة من خلال ثلاثة اختيارات متدرجة (غير خائف (0) - خائف إلى حد ما (1) - خائف (2)) في صورة متغير نوعي ترتيبي متعدد الحالات، في حين تم تطويع هذا المقياس بجمع نتائج إجابات الطالب عن مدى خوفه من أن يكون ضحية للجرائم الاثنى عشرة المحددة بالاستبيان في مؤشر واحد يعبر عن المقياس. وفي هذا المبحث محاولة لمعالجة البيانات الواردة في الاستبيان وعلاقتها بهذا المقياس، على أن يسبق ذلك وصف إحصائي له كما هو وارد في الاستبيان.

<sup>76</sup>LaGrange R. L. and Ferraro K. F. (1989)"Assessing Age and Gender Differences in Perceived Risk and Fear of Crime". *Criminology* , 27 (4), PP.697-719, P. 718

### التحليل الإحصائي الوصفي للمقياس Ferraro1:

تشير النتائج الواردة بالجدول رقم (3-10) الذي يعرض المؤشرات الإحصائية لآراء الطلبة المبحوثين حول الجرائم المختلفة ضمن المقياس Ferraro1 مرتبة تنازلياً حسب دليل الخوف<sup>\*</sup>، ومنه يتضح أن دليل الخوف على مستوى كافة الجرائم قد بلغ 53.97%، وهذه نتيجة تشير إلى درجة أكبر من متوسطة من الخوف لدى الطلبة الذين من المفروض أنهم أكثر الناس أمناً وأماناً.

وبالنظر إلى درجة الخوف من الجرائم المختلفة، فقد جاءت النتائج لتشير إلى أن الطلبة يخافون في المقام الأول من جريمة القتل (سواء الخطأ أو العمد) وبقيمة دليل خوف بلغت 60.88%، يليها السطو في حضورك (سرقة منزلك في وجودك) وبقيمة دليل خوف بلغت 59.19%، وكان أقل الجرائم خوفاً حسب آراء الطلبة ما تمثل في التعدي من خلال الهاتف (التصنت، المضايقة) وبقيمة دليل خوف بلغت 43.88%. وربما تشير هذه النتائج إلى الحالة غير مطمئنة التي يعيشها الطلبة في هذه الفترة.

---

\* دليل الخوف: أو ما يسمى بالوسط الحسابي الموزن، ويتم حسابه من خلال حساب ثلاثة خطوات. أولاً: حساب قيمة البسط ويأتي من (ضرب تكرارات الإجابة غير خائف  $\times 0$  + ضرب تكرارات الإجابة خائف إلى حد ما  $\times 1$  + ضرب تكرارات الإجابة خائف  $\times 2$ )، ثانياً: حساب قيمة المقام ويتكون من (ضرب مجموع التكرارات  $\times 2$ ). ثالثاً: يتم قسمة البسط على المقام وضرب ناتج القسمة  $\times 100$ .

### الجدول رقم (3-10)

المؤشرات الإحصائية لآراء الطلبة المبحوثين حول الجرائم المختلفة  
ضمن المقياس Ferraro1 مرتبة تنازلياً حسب دليل الخوف

الجرائم	المؤشرات	مستويات الخوف			دليل الخوف	القرار*
		غير خائف	خائف إلى حد ما	خائف		
4-القتل (سواء الخطأ أو العمد).	التكرار	631	588	1144	60.88	خائف إلى حد ما
	النسبة	26.70	24.88	48.41		
5-السطو في حضورك (سرقة منزلك في وجودك).	التكرار	583	764	1016	59.19	خائف إلى حد ما
	النسبة	24.67	32.33	43.00		
9-التحرش بأي صورة.	التكرار	669	602	1092	58.98	خائف إلى حد ما
	النسبة	28.31	25.48	46.21		
8-التعرض لحادث مروري خطير.	التكرار	563	840	960	58.43	خائف إلى حد ما
	النسبة	23.83	35.55	40.63		
7-المشاجبة والبلطجة بكل صورها.	التكرار	599	820	944	57.32	خائف إلى حد ما
	النسبة	25.35	34.70	39.95		

\* يتم تحديد القرار على أساس تقسيم المدى الخاص بقيمة دليل الموافقة والذي يتراوح ما بين (صفر إلى 100%) إلى ثلاث فترات متساوية، الأولى من (صفر إلى 33.33%) ويكون القرار المقابل لها غير خائف. والثانية من (33.34 إلى 66.66%) ويكون القرار المقابل لها خائف إلى حد ما، أما الفترة الثالثة والأخيرة فتكون من (66.67 إلى 100%) ويكون القرار حيالها خائف.

الفصل الثالث : التحليل الإحصائي لبيانات الخوف من الجريمة

القرار	دليل الخوف	مستويات الخوف			المؤشرات	الجرائم
		خائف	خائف إلى حد ما	غير خائف		
خائف إلى حد ما	56.03	951	745	666	التكرار	2- الاعتداء على الجسم (الضرب، الإهانة).
		40.25	31.53	28.18	النسبة	
خائف إلى حد ما	55.04	883	834	646	التكرار	5- السطو في غيايك (سرقة منزلك في غيايك)
		37.37	35.29	27.34	النسبة	
خائف إلى حد ما	52.24	861	748	754	التكرار	1- النشل المسلح (السرقه بالإكراه).
		36.44	31.65	31.91	النسبة	
خائف إلى حد ما	50.44	819	745	799	التكرار	3- المضايقة بأي صورة (السب، المعاكسة، المتسولين).
		34.66	31.53	33.81	النسبة	
خائف إلى حد ما	50.42	752	878	733	التكرار	10- الاعتداء على الممتلكات (المواشي، السيارة، الأرض).
		31.82	37.16	31.02	النسبة	
خائف إلى حد ما	44.77	629	857	877	التكرار	11- التعدي الالكتروني على جهاز الكمبيوتر الخاص بك.
		26.62	36.27	37.11	النسبة	
خائف إلى حد ما	43.88	632	809	922	التكرار	12- التعدي من خلال الهاتف
		26.76	34.25	38.99	النسبة	

القرار	دليل الخوف	مستويات الخوف			المؤشرات	الجرائم
		خائف	خائف إلى حد ما	غير خائف		
ما						(التصنت، المضايقة).
خائف	53.97	890	769	704	التكرار	المتوسط العام
إلى حد ما		37.66	32.54	29.79	النسبة	

### التحليل الإحصائي الاستنتاجي للمقياس Ferraro1 :

كما سبق، نقوم ضمن هذا الجزء من الدراسة بالتحليل الاستنتاجي للمقياس Ferraro1، لصياغة نموذج إحداد يحدد العلاقة بين عبارات هذا المقياس وبين مجموعة من المتغيرات التفسيرية المتباينة الخصائص في أربع مستويات، إلا أنه بالنظر إلى هذا المقياس واشتماله على 12 عبارة يتم الإجابة على كل عبارة على حدة باختيارات ثلاثة، فإنه سيراً على ماسبق نكون مضطرين إلى إجراء 12 تحليل من التحليلات السابقة، كذلك فإن المتغيرات التابعة هنا ستكون مشابهة للمتغير التابع السابق NCS ولكن بثلاثة اختيارات فقط. وهنا لابد من إجراء عملية تطوير لهذا المتغير التابع ليكون في صورة أكثر مناسبة للدراسة.

### تطوير المقياس Ferraro1:

نظراً لتعدد عبارات هذا المقياس، فقد تم تطوير المقياس إلى متغير جديد كمؤشر عام لهذه العبارات مجتمعة، وهذا المتغير الجديد ناتج عن عملية جمع كافة إجابات الباحثين على العبارات الأثنى عشر، لينتج لدينا متغير كمي جديد تتراوح قيمته ما بين (0 إلى 24) نظرياً. وللتأكد من أن المقياس الجديد يعبر ويرتبط بصورة كبيرة

بإجابات الطلبة على الجرائم المختلفة المحددة ضمن المقياس، فقد تم الحصول على مؤشرات معاملات الارتباط بين الجرائم ضمن المقياس والمتغير المقترح Ferraro1، وجد أنها تراوحت ما بين 0.475، 0.661 وبدرجة ثقة أكبر من 99%. وذلك كما هو موضح بالجدول رقم (3-11). وعليه فسيتم اعتماد هذا المتغير الجديد بنفس المسمى Ferraro1.

الجدول رقم (3-11)  
مؤشرات معاملات الارتباط بين الجرائم ضمن  
المقياس والمتغير المقترح Ferraro1

مؤشرات الارتباط مع Ferraro1			الجرائم ضمن مقياس Ferraro1	
N	Sig. (2-tailed)	Correlation Coefficient	الرمز	الجرائم
2363	0.000	.632**	Ferraro11	النشل المسلح (السرقه بالإكراه)
2363	0.000	.661**	Ferraro12	الاعتداء على الجسم (الضرب، الإهانة)
2363	0.000	.596**	Ferraro13	المضايقة بأي صورة (السب، المعاكسة، المتسولين)
2363	0.000	.606**	Ferraro14	القتل (سواء الخطأ أو العمد)
2363	0.000	.648**	Ferraro15	السطو في حضورك (سرقة منزلك في وجودك)
2363	0.000	.555**	Ferraro16	السطو في غيابك (سرقة منزلك في غيابك)

مؤشرات الارتباط مع Ferraro1			الجرائم ضمن مقياس Ferraro1	
N	Sig. (2-tailed)	Correlation Coefficient	الرمز	الجرائم
2363	0.000	.628**	Ferraro17	المشاغبة والبلطجة بكل صورها.
2363	0.000	.593**	Ferraro18	التعرض لحادث مروري خطير.
2363	0.000	.626**	Ferraro19	التحرش بأي صورة.
2363	0.000	.582**	Ferraro110	الاعتداء على الممتلكات (المواشي، السيارة، الأرض)
2363	0.000	.475**	Ferraro111	التعدي الإلكتروني على جهاز الكمبيوتر الخاص بك.
2363	0.000	.492**	Ferraro112	التعدي من خلال الهاتف (التصنت، المضايقة)

#### التحليل الإحصائي الوصفي للمتغير التابع Ferraro1 بعد تطويعه:

على أثر التأكد من ارتباط المتغير الجديد (والذي أعطي نفس اسم المقياس) Ferraro1 بالعبارات المعبرة عن المقياس، يكون من المهم وصف هذا المتغير الجديد من خلال الوقوف على المؤشرات الإحصائية له في المحافظات الثلاثة، حيث صيغت النتائج الواردة بالجدول رقم (3-12) الذي يعرض المؤشرات الإحصائية للمتغير التابع Ferraro1 حسب المحافظة ولكل. حيث تشير النتائج إلى أن المتغير الجديد هو متغير تتراوح قيمته بين القيمة صفر والقيمة 24 (حيث أن إجابات



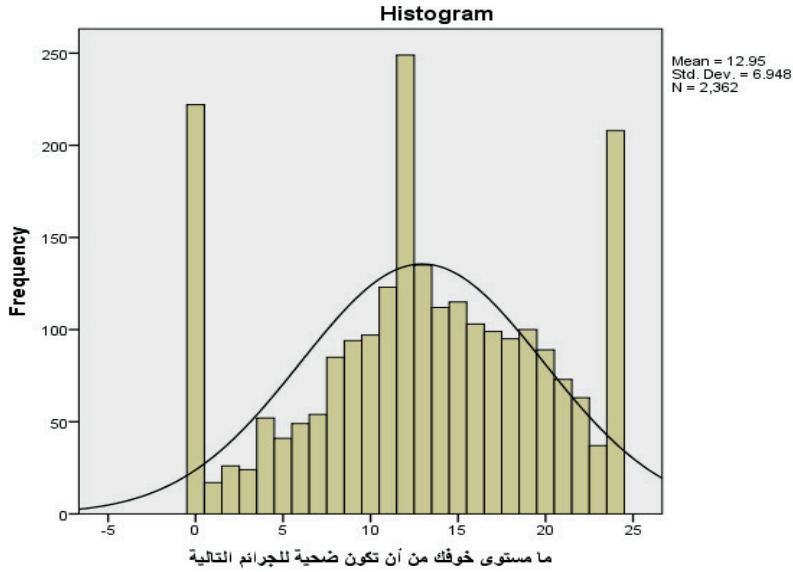
المبحوثين على كل عبارة تأخذ القيم من (0-2)، بمتوسط بلغ 12.95 وبإنحراف معياري بلغ 6.95، كذلك ثبت أن قيمة الالتواء قد بلغت (-0.25) وهي أقل من القيمة المطلقة للواحد الصحيح، مما يعني إلى أنه يتبع التوزيع الطبيعي. كذلك وجد أن هناك اختلافات بين متوسطات المتغير في المحافظات الثلاثة، وكذلك الحال في كافة المؤشرات بالجدول. وأن قيمة الالتواء للمتغير في المحافظات الثلاثة أقل من القيمة المطلقة للواحد الصحيح. مما يعني أن المتغير التابع الجديد Ferraro1 يتبع التوزيع الطبيعي.

### الجدول رقم (3-12)

المؤشرات الإحصائية للمتغير التابع Ferraro1 حسب المحافظة ولكل

الكل	المحافظات			المؤشرات	
	بورسعيد	دمياط	الدقهلية		
12.95	15.69	11.42	12.44	Mean	
12.67	15.26	10.93	11.97	Lower Bound	95% Confidence Interval for Mean
13.23	16.12	11.90	12.90	Upper Bound	
13.06	15.95	11.35	12.48	5% Trimmed Mean	
13.00	16.00	12.00	12.00	Median	
48.28	31.87	57.37	41.75	Variance	
6.95	5.64	7.57	6.46	Std. Deviation	
.00	0.00	0.00	0.00	Minimum	
24.00	24.00	24.00	24.00	Maximum	
24.00	24.00	24.00	24.00	Range	
9.00	8.00	12.00	8.00	Interquartile Range	
-.25	-0.50	-0.03	-0.06	Skewness	
-.70	-0.25	-1.00	-0.46	Kurtosis	

والشكل البياني رقم (3-3) التالي الذي يعرض المدرج التكراري للمتغير التابع Ferraro1 مرفق بالمنحنى الطبيعي. يؤكد التوافق الكبير بين المدرج التكراري ومنحنى التوزيع الطبيعي.



الشكل البياني رقم (3-2)

المدرج التكراري للمتغير Ferraro1 مرفق بالمنحنى الطبيعي

وعليه فسوف نقوم بدراسة العلاقة بين ذلك المتغير التابع Ferraro1 على أنه متغير تابع يتبع التوزيع الطبيعي وفق الخطوات المتبعة سابقاً.

### المتغيرات التفسيرية المعنوية من خلال برنامج SPSS:

هنا يتم توظيف برنامج SPSS لتحديد أفضل المتغيرات التفسيرية التي يثبت أن لها علاقة معنوية بالمتغير التابع Ferraro1 بعد تطويعه، حيث تم استخدام نموذج

الانحدار الخطي العادي Normal Linear Regression مع توظيف طريقة الانحدار المتدرج Stepwise، للمتغيرات التفسيرية في المستوى الأول فقط وعددها 43 متغير. جاءت النتائج كما هي موضحة بالجدول رقم (3-13) الذي يعرض نتائج تحليل الانحدار الخطي في حالة المتغير التابع Ferraro1 مع المتغيرات التفسيرية في المستوى الأول، لتشير إلى أن هذا التحليل قد أثمر عن اختيار 16 متغير تفسيري ثبت وجود علاقة معنوية بينها وبين المتغير التابع Ferraro1. كذلك ثبت معنوية وكفاءة النموذج بشكل عام، حيث بلغ اختبار F القيمة 37.59 مما يشير لمعنوية الاختبار وبدرجة ثقة أكبر من 99%. أما بخصوص قيمة معامل التحديد فقد بلغت 0.204. وهي قيمة جيدة بالنظر إلى حجم العينة البالغ 2363 مفردة. وعليه سيتم توظيف هذه المتغيرات فقط من متغيرات المستوى الأول الخاصة بالطالب وأسرته وبيئته في التحليل متعدد المستويات.

### الجدول رقم (3-13)

#### نتائج تحليل الانحدار الخطي في حالة المتغير التابع Ferraro1

##### مع المتغيرات التفسيرية في المستوى الأول

Variables Level 1	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	T	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
(Constant)	13.376	.860		15.558	.000
النوع Gender	-3.494	.275	-.249	-12.710	.000
طبيعة المنزل HouseLoc	1.417	.169	.177	8.400	.000
الدراسة والعمل لدى الغير WorkWOthers.	-1.315	.302	-.087	-4.361	.000
طبيعة الحي Neighborhood	-1.080	.201	-.126	-5.363	.000

Variables Level 1	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	T	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
SiblRank ترتيبك بين أخوتك	.562	.162	.068	3.472	.001
مصروفك الشخصي PocketMny	.643	.185	.069	3.479	.001
الدراسة مع مساعدة الأسرة في بعض الأنشطة التي تمارسها HelpFamly	-.742	.269	-.053	-2.764	.006
الدخل الشهري للأسرة MonthlyIncM	7.088E-05	.000	-.053	-2.829	.005
الحي الذي تسكنه أثناء الدراسة NeighOFUniResidence	.578	.191	.069	3.022	.003
عدد غرف NORooms المنزل	-.242	.090	-.053	-2.704	.007
طبيعة العائلة FamilySz	.680	.275	.048	2.473	.013
عدد الأخوات NOSisters الإناث	.578	.152	.098	3.811	.000
هل سبق أن تعرض قريب أو صديق لك لأي نوع من الجرائم خلال آخر (12) شهراً؟ Arnold2	.704	.273	.049	2.582	.010
الأخوات الإناث اللاتي يعشن معك NOSistersLW	-.378	.158	-.060	-2.401	.016
عمر الأخ الأكبر أو الأخت	-.030	.013	-.044	-2.200	.028

Variables Level 1	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	T	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
الكبرى AOEldest					
طبيعة المنطقة Location	-.222	.104	-.046	-2.139	.033

### المتغيرات التفسيرية المعنوية من خلال برنامج MLwiN:

هنا يتم توظيف برنامج MLwiN لتحديد أفضل المتغيرات التفسيرية (من المتغيرات السابق تحديدها فقط) والتي يثبت أن لها علاقة معنوية بالمتغير التابع Ferraro1 من خلال صياغة نموذج الانحدار العادي المتعدد المتغيرات والمتعدد المستويات Normal response multiple multilevel regression models، وذلك لكافة البيانات في المستويات الأربعة كهدف نهائي. على أن يسبق ذلك عملية التهيئة والتجهيز للبيانات كما تم سابقاً.

### النماذج الإحصائية المتعلقة بالمتغير التابع Ferraro1:

هنا نقوم بصياغة هذا النموذج المشار إليه لكل مستوى من المستويات الأربع كل على حدة، ثم لمستويين فقط، ثم لثلاثة مستويات فقط، وأخيراً للمستويات الأربعة من البيانات معاً. على أن نبدأ بالتحليل وحيد المستوى.

### الجزء الأول: التحليل وحيد المستوى

هنا يتم دراسة العلاقة بين المتغير التابع Ferraro1 وبين المتغيرات التفسيرية في كل مستوى من المستويات الأربعة كل على حدة، حيث يتم البدء بالمستوى الرابع ثم الثالث ثم الثاني ثم الأول، وذلك وفق الآتي:

### 1- التحليل وحيد المستوي للبيانات في المستوى الرابع (المحافظات):

من خلال البرنامج يتم تحديد خصائص التحليل باعتبار أن المتغير التابع هو Ferraro1 وأن البيانات هنا هي بيانات المستوى الرابع المعبر عن المحافظات. لنحصل على النماذج الآتية:

#### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

بنفس الخطوات السابقة، وبتحديد المواصفات الخاصة بالمتغير التابع محل الدراسة، وباستخدام الطريقة الافتراضية للتحليل وهي طريقة IGLS (Iterative Generalised Least Squares)، وبتحديد Cons فقط كمعامل للقيمة  $\beta_{0i}$  أمكن الحصول على النتائج الآتية:

$$\text{Ferraro1}_i \sim N(XB, \Omega_2)$$

$$\text{Ferraro1}_i = \beta_{0i} \text{cons}$$

$$\beta_{0i} = 12.951(0.143) + e_{0i}$$

$$\begin{bmatrix} e_{0i} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = \begin{bmatrix} 48.247(1.404) \end{bmatrix}$$

$$-2 * \loglikelihood(\text{IGLS Deviance}) = 15865.694(2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

حيث يتضح من هذه النتائج أن:

♦ قيمة IGLS Deviance (وهي قيمة (loglikelihood) 2-والتي تستخدم لتقييم كفاءة نموذج الانحدار ضمن البرنامج والتي يتم حسابها وفق طريقة التكرارات Iterations ضمن طرق التقدير IGLS) قد بلغت 15865.694،

- حيث سيلاحظ التغير في هذه القيمة لاحقاً عند إضافة المتغيرات التفسيرية والتي من المتوقع أن تفسر جزء من التباين الحادث في المتغير التابع.
- ♦ قيمة معامل الثابت Cons قد بلغت 12.951 وهذه القيمة تعبر عن المتوسط العام لدرجة الخوف وفق المتغير Ferraro1 محل الدراسة، وهذه القيمة تساوي تماماً قيمة المتوسط لكل كما هو موضح بالجدول رقم (3-16) السابق والبالغة 12.95.
- ♦ ثبت معنوية معامل الثابت، حيث أن قيمة الاختبار قد بلغت  $12.951 \div 0.143 = 90.56$  وهي قيمة معنوية بدرجة ثقة أكبر من 99%.
- ♦ وجد أن معامل الثابت يفسر نسبة  $12.951 \div (12.951 + 48.274) \times 100 = 21.16\%$  في التباين في المتغير التابع.
- ♦ في المقابل فقد ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0u}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف في المتغير التابع والمسمى  $e_{0i}$  قد بلغ 48.247 بانحراف معياري 1.404، وهو بذلك يفسر نسبة  $48.247 \div (12.951 + 48.274) \times 100 = 78.48\%$  في التباين في المتغير التابع.

#### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية

- وبإتباع إجراءات إضافة المتغيرات تم إضافة المتغير الوحيد الخاص بالمستوى الرابع الخاص بكود المحافظة، وعليه تم التوصل إلى النتائج التالية:
- ♦ ثبت أن قيمة دالة الإمكان الأعظم (  $-2 \log \text{likelihood}$  ) قد بلغت 15792.478، وهذا يعني أن إضافة المتغير الوحيد المتمثل في رمز المحافظة قد قلل من قيمة هذه الدالة بقيمة  $15792.478 - 15865.694 = 73.216$ ، مما يشير إلى أهمية هذا المتغير في تفسير جزء جيد من التباين الحادث في المتغير التابع المعبر عن مستوى الخوف من الجريمة، كما أن

هذه النتائج تشير إلى أن هناك اختلاف في درجة الخوف من الجريمة بين الطلبة في المحافظات الثلاثة.

♦ ثبتت معنوية المتغير المحددة بالنموذج وبدرجة ثقة أكبر من 99%، حيث بلغت قيمة الاختبار حوالي  $1.566 \div 0.182 = 8.60$ .

♦ أدى استخدام المتغير المشار إليه إلى خفض قيمة تباين الحد العشوائي  $\sigma_{0i}$  والتي تسمى  $e_{0i}$  قد انخفض من 48.247 في حالة الثابت فقط إلى 46.775 بعد إضافة المتغير وبفارق بلغ 1.472، وهي قيمة جيدة تشير إلى أثر التباين بين المحافظات المختلفة على مستوى خوف الطالب من أن يكون ضحية للجرائم المحددة ضمن الاستبيان.

$$\text{Ferraro1}_i \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{Ferraro1}_i = \beta_{0i} \text{cons} + 1.566(0.182) \text{GovCode}_i$$

$$\beta_{0i} = 9.872(0.384) + e_{0i}$$

$$\begin{bmatrix} e_{0i} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = \begin{bmatrix} 46.775(1.361) \end{bmatrix}$$

$$-2 * \log \text{likelihood}(\text{IGLS Deviance}) = 15792.478(2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

وبالتطبيق على نتائج النموذج السابق، نجد أنه وفقاً للجدول رقم (3-25) التالي، أن المتوسط العام لمستوى الخوف وفق مقياس Ferraro1 قد بلغ 11.44 للطلبة في محافظة الدقهلية، والقيمة 13.01 بالنسبة للطلبة في محافظة دمياط، ثم القيمة 14.57 للطلبة في محافظة بورسعيد، وهذه النتائج تخالف النتائج الذي تم الحصول عليها من العينة، وعليه يجب تطويع المتغير الخاص بكود المحافظة كما تم سابقاً.



الجدول رقم (3-14)  
نتائج تقدير Ferraro1 في المحافظات  
المختلفة وفق النموذج السابق

المحافظة	الثابت	كود المحافظة	ميل المتغير المستقل	متوسط الخوف المقدر
الدقهلية	9.872	1	1.5666	11.44
دمياط	9.872	2	1.5666	13.01
بورسعيد	9.872	3	1.5666	14.57

وبإجراء عملية التطويع للمتغير المستقل GovCode كما تم سابقاً (يتم تغيير الكود الخاص بمحافظة الدقهلية إلى القيمة (2)، والرمز الخاص بمحافظة دمياط إلى القيمة (1) مع الإبقاء على الرمز (3) لمحافظة بورسعيد) ثم بإعادة التحليل فقد تم التوصل للنتائج الآتية:

$$\text{Ferraro1}_i \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{Ferraro1}_i = \beta_{0i} \text{cons} + 2.075(0.169) \text{GovCode}_i$$

$$\beta_{0i} = 9.039(0.348) + e_{0i}$$

$$[e_{0i}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [45.366(1.320)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood (IGLS Deviance)} = 15720.180 (2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

وبالتطبيق على نتائج النموذج السابق، نجد أنه وفقاً للجدول رقم (3-15) التالي، فإن المتوسط العام لمستوى الخوف وفق مقياس Ferraro1 قد بلغ 13.19

للطالبة في محافظة الدقهلية، والقيمة 11.11 بالنسبة للطالبة في محافظة دمياط، ثم القيمة 15.26 للطالبة في محافظة بورسعيد.

### الجدول رقم (3-15)

#### نتائج تقدير قيمة Ferraro1 في المحافظات

##### المختلفة وفق النموذج السابق

المحافظة	الثابت	كود المحافظة	ميل المتغير المستقل	متوسط الخوف المقدر
الدقهلية	9.039	2	2.0750	13.19
دمياط	9.039	1	2.0750	11.11
بورسعيد	9.039	3	2.0750	15.26

وهذه النتائج تتوافق مع النتائج الذي تم الحصول عليها من العينة. حيث كان الطالبة في محافظة دمياط أقل خوفاً، وفي محافظة بورسعيد أكثر خوفاً.

### 2- بالنسبة للمستوى الثالث (الجامعات):

كذلك بخصوص المتغيرات الخاصة بالجامعات، فقد تم اتباع نفس الإجراءات السابقة، بهدف تحديد المتغيرات التي يثبت أن لها تأثير معنوي على المتغير التابع Ferraro1، وذلك وفق التفصيل التالي:

#### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

نظراً لأن التحليل في مستوى واحد، فإننا سوف نحصل على نفس النموذج الثابت السابق، وتلك قاعدة عامة في كافة النماذج الثابتة كون المتغير التابع نفسه المحدد بالنموذج كما ذكر من قبل.

ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

بإضافة المتغيرات التفسيرية الخاصة بالجامعات والمتمثلة في اسم أو كود الجامعة (1-6)، ثم نوع الجامعة أن كانت خاصة (1) أم حكومية (2)، وكذلك مدى عراقة الجامعة والذي يستدل عليه من تاريخ إنشائها، حديثة (1)، عريقة (2) تم التوصل إلى النتائج التالية:

$$\text{Ferraro}_i \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{Ferraro}_i = \beta_{0i} \text{cons} + 2.988(0.289)\text{UniversityCode}_i + -8.792(1.147)\text{Rank}_i + \\ -6.436(0.762)\text{YearCreate}_i$$

$$\beta_{0i} = 27.470(2.246) + e_{0i}$$

$$[e_{0i}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [46.041(1.339)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood (IGLS Deviance)} = 15755.069 (2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

ومن هذا النموذج يتضح أنه:

♦ ثبت أن قيمة دالة الإمكان الأعظم (  $-2 \log \text{likelihood}$  ) قد بلغت 15755.069، وبالتالي أدت إضافة المتغيرات التفسيرية إلى خفض قيمة هذه الدالة بفارق بلغ 110.625 مما يشير إلى تحسن النموذج بإضافة هذه المتغيرات.

♦ ثبتت معنوية كلا المتغيرين المتعلقان بالجامعة، وبدرجة ثقة أكبر من 99%. حيث يتضح لنا أن إشارة معامل المتغيرين سالبة، وهذا يعني أن الجامعات الخاصة والحديثة (وأغلبها جامعات خاصة) تعد أكثر أماناً من وجهة نظر الطلبة بعكس الجامعات العريقة.

- ♦ أدى استخدام المتغير المشار إليه إلى خفض قيمة  $\sigma_{0i}$  من 24.445 في حالة الثابت فقط إلى 23.161 بعد إضافة المتغير وبفارق بلغ 1.28، وهي قيمة تشير إلى أن هذا المتغير يفسر جزء من التباين الحادث في قيم المتغير التابع، مما يشير إلى تأثيره على مستوى خوف الطالب من أن يكون ضحية للجرائم المحددة ضمن الاستبيان.
- ♦ وجد أن معامل الثابت يفسر نسبة  $27.47 \div (46.041 + 27.47) \times 100 = 37.37\%$  في التباين في المتغير التابع.
- ♦ ثبت أن هناك تغير في نسبة التباين العشوائي  $\sigma_{0u}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف في المتغير التابع والمسمى  $e_{0i}$  حيث بلغت بلغ 46.041، وهو بذلك يفسر نسبة  $46.041 \div (46.041 + 27.47) \times 100 = 62.63\%$  من التباين في المتغير التابع فقط نظراً لتفسير المتغيرات التفسيرية جزء من هذا التباين.

### 3- بالنسبة للمستوى الثاني (الكليات):

كذلك بخصوص المتغيرات الخاصة بالكليات، نحاول تحديد المتغيرات التي يثبت أن لها تأثيراً معنوياً على المتغير التابع Ferraro1، وذلك وفق التفصيل التالي:

أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

نظراً لأن التحليل في مستوى واحد، فإننا سوف نحصل على نفس النموذج الثابت السابق.

### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

كذلك بإضافة المتغيرات التفسيرية الخاصة بالكليات والتي يبلغ عددها سبعة متغيرات واحداً تلو الآخر مع متابعة معنوية معاملات المتغيرات، فقد ثبتت معنوية ستة متغيرات وبدرجة ثقة أكبر من 99%، حيث تم التوصل للنموذج التالي، ومنه يتضح أن:

♦ بلغ انحراف دالة (  $-2 \log \text{likelihood}$  ) القيمة 15693.183، وهذا يعني أن إضافة هذه المتغيرات الستة المعنوية قد حسّن من قيمة هذا النموذج وبقية بلغت 61.886 مما يشير إلى أهمية هذه المتغيرات في تفسير جزء كبير من التباين الحادث في المتغير التابع.

♦ أدى استخدام المتغيرات المشار إليه إلى خفض قيمة  $\sigma_{0i}$  من 46.041 في حالة الثابت فقط إلى 44.850 وبفارق بلغ 1.191 وهي قيمة تشير إلى مدى التأثير للمتغيرات الخاصة بالكليات على التباين الحادث في مستوى خوف الطالب من أن يكون ضحية للجرائم المحددة ضمن الاستبيان.

♦ وجد أن معامل الثابت أصبح يفسر نسبة 8.76 ÷ (44.85+8.76) × 100 = 16.34% فقط من التباين في المتغير التابع.

♦ في المقابل فقد ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0u}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف في المتغير التابع، والمسمى  $e_{0i}$  قد بلغ 44.850 بانحراف معياري 1.305، وهو بذلك يفسر نسبة 44.85 ÷ (44.85+8.76) × 100 = 83.66% من التباين في المتغير التابع.

$$\text{Ferraro1}_i \sim N(XB, \Omega)$$

$$\begin{aligned} \text{Ferraro1}_i = & \beta_{0i} \text{cons} + 0.170(0.018) \text{FacultyCode}_i + 0.081(0.547) \text{GenderStu}_i + \\ & -0.908(0.295) \text{ThORPr}_i + -0.707(0.398) \text{PlaceFaculty}_i + \\ & -0.527(0.260) \text{SizeFaculty}_i + 4.174(0.451) \text{NationalCity}_i + \\ & -1.020(0.246) \text{NationalPlace}_i \end{aligned}$$

$$\beta_{0i} = 8.760(1.970) + e_{0i}$$

$$[e_{0i}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [44.850(1.305)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood} (\text{IGLS Deviance}) = 15693.183 (2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

#### 4- بالنسبة للمستوى الأول (الطلبة):

المتغيرات الخاصة بالطلبة بالتحديد، سبقت معالجتها من خلال برنامج SPSS لتحديد أكثر المتغيرات تأثيراً على المتغير التابع، وهنا يقتصر التحليل على تلك المجموعة فقط من المتغيرات، وذلك وفق التفصيل الآتي:

##### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

نظراً لأن التحليل في مستوى واحد، فإننا سوف نحصل على نفس النموذج الثابت المحدد في بداية التحليل.

##### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

بإضافة المتغيرات التفسيرية المختارة سابقاً، أمكن الوصول إلى النموذج التالي، ومن هذا النموذج يتضح أنه:

♦ ثبتت معنوية 15 متغيرات من المتغيرات المتعلقة بالطالب وأسرته وبدرجة ثقة أكبر من 99%.

♦ بلغ انحراف دالة (  $-2 \log \text{likelihood}$  ) القيمة 15335.179 وهذا يعني أن إضافة هذه المتغيرات قد حسن من قيمة هذا النموذج وبقية كبيرة بلغت 530.515 مما يشير إلى أن هذه المتغيرات المتعلقة بالطالب وأسرته كانت المتغيرات الأكثر أهمية في تفسير التباين الحادث في المتغير التابع محل الدراسة.

$$\text{Ferraro1}_i \sim N(\mathbf{XB}_i, \Omega)$$

$$\begin{aligned} \text{Ferraro1}_i = & \beta_{0i} \text{cons} + -3.479(0.274)\text{Gender}_i + -0.769(0.268)\text{HelpFamily}_i + \\ & -1.348(0.301)\text{WorkWOthers}_i + 0.588(0.161)\text{SiblRank}_i + \\ & 0.668(0.184)\text{PocketMny}_i + 0.696(0.272)\text{Arnold 2}_i + \\ & 0.640(0.274)\text{FamilySz}_i + 0.596(0.151)\text{NOSisters}_i + \\ & -0.029(0.013)\text{AOEldest}_i + -0.408(0.157)\text{NOSistersLW}_i + \\ & 1.442(0.168)\text{HouseLoc}_i + -0.264(0.089)\text{NORooms}_i + \\ & -0.243(0.103)\text{Location}_i + -1.080(0.201)\text{Neighborhood}_i + \\ & 0.564(0.191)\text{NeighOFUniResidence}_i \end{aligned}$$

$$\beta_{0i} = 13.270(0.857) + e_{0i}$$

$$[e_{0i}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [38.545(1.121)]$$

$$-2*\loglikelihood(IGLS Deviance) = 15335.179(2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

- ♦ أدى استخدام المتغيرات الخمسة عشر المشار إليها إلى خفض قيمة  $\sigma_{0i}$  من 48.247 في حالة الثابت فقط إلى 38.545 بعد إضافة هذه المتغيرات وبفارق بلغ 9.702. وهي قيمة جيدة تشير إلى أن هذه المتغيرات تفسر جزء كبير من التباين الحادث في قيم المتغير التابع، مما يشير إلى تأثيرها الجوهري على مستوى خوف الطالب من أن يكون ضحية للجرائم المحددة ضمن الاستبيان.
- ♦ وجد أن معامل الثابت أصبح يفسر نسبة  $(38.545+13.270) \div 13.270 = 100 \times 18.05\%$  فقط من التباين في المتغير التابع.
- ♦ في المقابل فقد ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف في المتغير التابع، والمسمى  $e_{0i}$  قد بلغ 38.545 بانحراف معياري 1.121، وهو بذلك يفسر نسبة  $38.545 \div (38.545+13.270) = 100 \times 52.43\%$  من التباين في المتغير التابع.

### الجزء الثاني: تحليل البيانات على مستويين

هنا، وبعد أن تم تحديد المتغيرات المعنوية المحددة لمستوى خوف الطلبة من أن يكونوا ضحية للجرائم المحددة بالاستبيان لكل مستوى على حدة. نبدأ في تحليل تلك البيانات وفق طبيعتها الهرمية المتداخلة، حيث نبدأ أولاً بالتحليل على مستويين وهما المستوى الأول المتمثل في الطلبة والمستوى الثاني المتمثل في الكليات، وذلك وفق التفصيل الآتي:

#### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

وهو النموذج الذي يكون به ثابت فقط، ويطلق عليه نموذج مكونات التباين وهو كالاتي:

$$\text{Ferraro1}_{ij} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{Ferraro1}_{ij} = \beta_{0ij} \text{cons}$$

$$\beta_{0ij} = 12.955(0.374) + u_{0ij} + e_{0ij}$$

$$[u_{0ij}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [3.697(1.130)]$$

$$[e_{0ij}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [43.739(1.281)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood}(\text{IGLS Deviance}) = 15692.213(2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

ومن هذه النتائج يتضح أن:

♦ بلغت قيمة المتوسط العام للمتغير التابع Ferraro1 لهذه البيانات (في مستويين) هو 12.955 بانحراف معياري بلغ 0.374، مما يشير إلى معنويتها بدرجة ثقة أكبر من 99%.



- ♦ وجد أن معامل الثابت أصبح يفسر نسبة  $12.955 \div (3.697 + 12.955) + 43.739 = 100 \times 21.45\%$  فقط من التباين في المتغير التابع.
- ♦ في المقابل فقد ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0j}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الكليات، والمسمى  $u_{0j}$  قد بلغ 3.697 بانحراف معياري 1.13، وهو بذلك يفسر نسبة  $3.697 \div (3.697 + 12.955) + 43.739 = 100 \times 6.12\%$  من التباين في المتغير التابع.
- ♦ كذلك بلغ التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الطلبة في المستوى الأول، والمسمى  $e_{0ij}$  القيمة 43.739 بانحراف معياري 1.281، وهو بذلك يفسر نسبة  $43.739 \div (3.697 + 12.955) + 43.739 = 100 \times 72.43\%$  من التباين في المتغير التابع، وعليه يمكن القول أن معظم الاختلافات في تقدير المتغير التابع Ferraro1 المعبر عن الخوف من الجرائم ترجع للمستوى الأول.

#### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

وهو النموذج الذي يتم التوصل إليه من خلال عملية انتخاب لأفضل المتغيرات التفسيرية في كلا المستويين ضمن النموذج، وبإتباع نفس الإجراءات في اختيار المتغيرات المتعلقة بالمستوى الثاني الخاص بالكليات، وبمتغيرات المستوى الأول الخاص بالطلبة تم التوصل للنموذج الآتي:

$$\text{Ferraro1}_{ij} \sim N(XB, \Omega_2)$$

$$\begin{aligned} \text{Ferraro1}_{ij} = & \beta_{0ij} \text{cons} + -3.128(0.277)\text{Gender}_{ij} + -0.766(0.272)\text{HelpFamily}_{ij} + \\ & -1.376(0.301)\text{WorkWOthers}_{ij} + 0.447(0.161)\text{SiblRank}_{ij} + \\ & 0.534(0.183)\text{PocketMny}_{ij} + 0.614(0.269)\text{Arnold } 2_{ij} + \\ & 0.697(0.276)\text{FamilySz}_{ij} + 0.488(0.150)\text{NOSisters}_{ij} + \\ & -0.026(0.014)\text{AOEldest}_{ij} + -0.358(0.155)\text{NOSistersLW}_{ij} + \\ & 1.494(0.170)\text{HouseLoc}_{ij} + -0.185(0.091)\text{NORooms}_{ij} + \\ & -0.361(0.103)\text{Location}_{ij} + -1.097(0.199)\text{Neighborhood}_{ij} + \\ & 0.535(0.190)\text{NeighOFUniResidence}_{ij} + 0.080(0.022)\text{FacultyCode}_j + \\ & -0.598(0.288)\text{SizeFaculty}_{ij} + 2.012(0.614)\text{NationalCity}_{ij} + \\ & -0.717(0.333)\text{NationalPlace}_{ij} \end{aligned}$$

$$\beta_{0ij} = 11.479(1.395) + u_{0j} + e_{0ij}$$

$$[u_{0j}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [0.541(0.280)]$$

$$[e_{0ij}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [36.985(1.083)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood}(\text{IGLS Deviance}) = 15258.987(2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

ومن هذا النموذج يتضح أنه:

- ◆ بلغت قيمة دالة الإمكان الأعظم  $(-2 \log \text{likelihood})$  القيمة 15258.987، وهذا يعني أن إضافة هذه المتغيرات قد حسن من قيمة هذا النموذج وبقية بلغت 420.336 وهي قيمة كبيرة تشير إلى أهمية هذه المتغيرات في تفسير جزء كبير من التباين الحادث في المتغير التابع.
- ◆ في حالة التحليل على مستويين (الكليات، الطلبة) أن المتغيرات التفسيرية المحددة لخوف الطالب من أن يكون ضحية للجرائم المحددة بالاستبيان يتحدد من خلال 19 متغير، منها أربعة متغيرات تتعلق بالكلية، و 15 متغير خاصة بالطلاب كما هي بالنموذج الآتي.

- ♦ ثبتت معنوية كافة المتغيرات التسعة عشر المحددة بالنموذج وبدرجات ثقة أكبر من 99%.
- ♦ معامل الثابت أصبح يفسر نسبة  $11.479 \div (36.985 + 0.541 + 11.479) = 23.42\%$  فقط من التباين في المتغير التابع.
- ♦ التباين العشوائي  $\sigma_{0j}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الكليات، والمسمى  $u_{0j}$  قد بلغ 0.541 بانحراف معياري 0.280، وهو بذلك يفسر نسبة  $0.541 \div (36.985 + 0.541 + 11.479) = 1.10\%$  فقط من التباين في المتغير التابع، مما يشير إلى تدني أهمية المتغيرات الخاصة بالكليات في تفسير التباين في قيمة المتغير التابع.
- ♦ بلغ التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الطلبة في المستوى الأول، والمسمى  $e_{0ij}$  القيمة 36.985 بانحراف معياري 1.281، وهو بذلك يفسر نسبة  $36.985 \div (36.985 + 0.541 + 11.479) = 75.47\%$  من التباين في المتغير التابع، وهذا يعني أن معظم الاختلافات في تقدير المتغير التابع Ferraro1 المعبر عن الخوف من الجرائم إنما يرجع بدرجة كبيرة لمتغيرات التفسيرية في المستوى الأول الموضحة بالنموذج.

#### الجزء الثالث: تحليل البيانات على ثلاثة مستويات

في حالة التحليل على ثلاثة مستويات، يتم اعتبار أن الطلبة في المستوى الأول، في حين أن الكليات تمثل المستوى الثاني أما الجامعات فتتمثل المستوى الثالث، وذلك وفق التفصيل التالي:

#### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

وهو النموذج الذي يكون به ثابت فقط، ويطلق عليه نموذج مكونات التباين وهو كالاتي:

$$\text{Ferraro1}_{ijk} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{Ferraro1}_{ijk} = \beta_{0ijk} \text{cons}$$

$$\beta_{0ijk} = 12.922(0.723) + v_{0k} + u_{0jk} + e_{0ijk}$$

$$[v_{0k}] \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = [2.134(1.717)]$$

$$[u_{0jk}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [1.512(0.621)]$$

$$[e_{0ijk}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [43.734(1.281)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood}(\text{IGLS Deviance}) = 15679.323 (2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

#### ومن هذه النتائج يتضح أن:

- ◆ قيمة المتوسط العام للمتغير التابع Ferraro1 لهذه البيانات (في ثلاث مستويات) قد بلغت 12.922 بانحراف معياري بلغ 0.723، مما يشير إلى معنويتها بدرجة ثقة أكبر من 99%.
- ◆ وجد أن معامل الثابت أصبح يفسر نسبة  $12.922 \div (2.134 + 12.922)$  و  $100 \times (43.734 + 1.512 + 2.134 + 12.922) = 27.27\%$  من التباين في المتغير التابع.
- ◆ التباين العشوائي  $\sigma_{0k}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الجامعات فقط ولا يرجع إلى الكليات والمسمى  $v_{0k}$  قد بلغ 2.134 بانحراف معياري 1.717، وهو بذلك يفسر نسبة  $2.134 \div (43.734 + 1.512 + 2.134 + 12.922)$  و  $100 \times 4.50\%$  من التباين في المتغير التابع.

♦ التباين العشوائي  $\sigma_{0j}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الكليات، والمسمى  $u_{0jk}$  قد بلغ 1.512 بانحراف معياري 0.621، وهو بذلك يفسر نسبة  $100 \times (43.734 + 1.512 + 2.134 + 12.922) \div 1.512 = 3.19\%$  من التباين في المتغير التابع.

♦ وأخيراً بلغ التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الطلبة في المستوى الأول، والمسمى  $e_{0ijk}$  القيمة 43.734 بانحراف معياري 1.281، وهو بذلك يفسر نسبة  $100 \times (43.734 + 1.512 + 2.134 + 12.922) \div 43.734 = 92.30\%$  من التباين في المتغير التابع، وعليه يتأكد أن معظم الاختلافات في تقدير المتغير التابع Ferraro1 المعبر عن الخوف من الجرائم يرجع للمستوى الأول.

#### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

هنا تمت عملية الانتخاب لكافة المتغيرات في كل مستوى من المستويات الثلاثة (الثالث، والثاني، والأول)، حيث ثبت عدم معنوية المتغيرات الخاصة بالجامعات، وعليه بقي النموذج بنفس عدد المتغيرات منذ التحليل على المستوى الثاني، حيث تم التوصل إلى النتائج الآتية:

$$\text{Ferraro1}_{ijk} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\begin{aligned} \text{Ferraro1}_{ijk} = & \beta_{0ijk} \text{cons} + 0.080(0.022) \text{FacultyCode}_{jk} + -0.598(0.288) \text{SizeFaculty}_{ijk} + \\ & 2.012(0.614) \text{NationalCity}_{ijk} + -0.717(0.333) \text{NationalPlace}_{ijk} + \\ & -3.128(0.277) \text{Gender}_{ijk} + -0.766(0.272) \text{HelpFamily}_{ijk} + \\ & -1.376(0.301) \text{WorkWOthers}_{ijk} + 0.447(0.161) \text{SiblRank}_{ijk} + \\ & 0.534(0.183) \text{PocketMny}_{ijk} + 0.614(0.269) \text{Arnold2}_{ijk} + \\ & 0.697(0.276) \text{FamilySz}_{ijk} + 0.488(0.150) \text{NOSisters}_{ijk} + \\ & -0.026(0.014) \text{AOEldest}_{ijk} + -0.358(0.155) \text{NOSistersLW}_{ijk} + \\ & 1.494(0.170) \text{HouseLoc}_{ijk} + -0.185(0.091) \text{NORooms}_{ijk} + \\ & -0.361(0.103) \text{Location}_{ijk} + -1.097(0.199) \text{Neighborhood}_{ijk} + \\ & 0.535(0.190) \text{NeighOFUniResidence}_{ijk} \end{aligned}$$

$$\beta_{0ijk} = 11.479(1.395) + v_{0k} + u_{0jk} + e_{0ijk}$$

$$[v_{0k}] \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = [0.000(0.000)]$$

$$[u_{0jk}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [0.541(0.280)]$$

$$[e_{0ijk}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [36.985(1.083)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood} (\text{IGLS Deviance}) = 15258.987 (2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

ومن هذه النتائج يتضح أنه:

- ♦ بلغ انحراف دالة  $(-2 \log \text{likelihood})$  القيمة 15258.987، وهذا يعني أن إضافة هذه المتغيرات قد حسن من قيمة هذا النموذج وبقيمة بلغت 420.336 مما يشير إلى تحسن كبير في هذه القيمة مما يؤكد أهمية هذه المتغيرات في تفسير جزء كبير من التباين الحادث في المتغير التابع.
- ♦ ثبتت معنوية 19 متغير من المتغيرات المحددة بالنموذج وبدرجات ثقة تراوحت ما بين 90 إلى 99%. في حين لم تثبت معنوية بقية المتغيرات.
- ♦ بلغت قيمة التباين الكلي للمتغير التابع Ferraro1 القيمة  $0.00 + 11.479 + 36.985 + 0.541 = 49.005$ .

♦ معامل الثابت أصبح يفسر نسبة  $11.479 \div 49.005 \times 100 = 23.42\%$  فقط من التباين في المتغير التابع.

♦ التباين العشوائي  $\sigma_{0k}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الجامعات فقط ولا يرجع إلى الكليات والمسمى  $v_{0k}$  قد بلغ 0.00، ويرجع ذلك لعدم ثبوت معنوية أي من المتغيرات التفسيرية الخاصة بالجامعات. وهذا يشير إلى المتغيرات التفسيرية للكليات هي المفسرة للتباين في المتغير التابع الذي يرجع في الجامعة وكلياتها.

♦ ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0j}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الكليات، والمسمى  $u_{0jk}$  قد تقلص إلى القيمة 0.541 بانحراف معياري 0.280، وهو بذلك يفسر نسبة  $0.541 \div 49.005 \times 100 = 1.10\%$  من التباين في المتغير التابع.

♦ وأخيراً بلغ التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الطلبة في المستوى الأول، والمسمى  $e_{0ijk}$  القيمة 36.985 بانحراف معياري 1.083، وهو بذلك يفسر نسبة  $36.985 \div 49.005 \times 100 = 75.47\%$  من التباين في المتغير التابع، مما يشير أن المتغيرات التفسيرية التي شملها النموذج قد فسرت جزء من هذا التباين العشوائي.

#### الجزء الرابع: تحليل البيانات على أربع مستويات

في حالة التحليل على أربع مستويات، يتم اعتبار أن الطلبة يمثلون المستوى الأول، وأن الكليات تمثل المستوى الثاني أما الجامعات فتتمثل المستوى الثالث، أما المحافظات فتتمثل المستوى الرابع، وهنا تتم عملية التحليل لكافة هذه المستويات الأربعة، وذلك وفق التفصيل التالي:

#### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

وهو النموذج الذي يكون به ثابت فقط، وهو كالتالي:

$$\text{Ferraro1}_{ijkl} \sim N(\chi B, \Omega)$$

$$\text{Ferraro1}_{ijkl} = \beta_{0ijkl} \text{cons}$$

$$\beta_{0ijkl} = 13.227(1.023) + f_{0l} + v_{0kl} + u_{0jkl} + e_{0ijkl}$$

$$[f_{0l}] \sim N(0, \Omega_f) : \Omega_f = [2.914(2.558)]$$

$$[v_{0kl}] \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = [0.000(0.000)]$$

$$[u_{0jkl}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [1.470(0.589)]$$

$$[e_{0ijkl}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [43.729(1.281)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood}(\text{IGLS Deviance}) = 15677.745(2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

ومن هذه النتائج يتضح أنه:

- ◆ بلغت قيمة المتوسط العام للمتغير التابع Ferraro1 لهذه البيانات (في أربعة مستويات) حوالي 12.951 بانحراف معياري بلغ 0.143.
- ◆ قيمة التباين الكلي للمتغير التابع Ferraro1 للمستويات الأربعة تساوي:  $13.227 + 2.914 + 0.00 + 1.470 + 43.729 = 61.34$ .
- ◆ وجد أن معامل الثابت أصبح يفسر نسبة  $13.227 \div 61.34 \times 100 = 21.56\%$  من التباين في المتغير التابع.
- ◆ التباين العشوائي  $\sigma_{0f}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الجامعات فقط ولا يرجع إلى الكليات والمسمى  $f_{0l}$  قد بلغ 2.914، بانحراف معياري 2.558،



وهو بذلك يفسر نسبة  $2.914 \div 61.34 \times 100 = 4.75\%$  من التباين في المتغير التابع.

◆ كذلك ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0k}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الجامعات فقط ولا يرجع إلى الكليات والمسمى  $v_{0kl}$  قد بلغ 0.00، مما يؤكد النتائج السابقة بعدم تأثير الجامعات على درجة خوف الطلبة وفق المتغير التابع محل الدراسة.

◆ ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0j}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الكليات، والمسمى  $u_{0jkl}$  قد بلغت قيمته 1.47 بانحراف معياري 0.589، وهو بذلك يفسر نسبة  $1.47 \div 61.34 \times 100 = 2.4\%$  من التباين في المتغير التابع.

◆ بلغ التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الطلبة في المستوى الأول، والمسمى  $e_{0ijkl}$  القيمة 43.729 بانحراف معياري 1.281 وهو بذلك يفسر نسبة  $43.729 \div 61.34 \times 100 = 71.29\%$  من التباين في المتغير التابع.

وهنا يتضح أن أكثر الاختلافات في مدى المتغير التابع والذي يعبر عن مستوى خوف الطالب من أن يكون ضحية للجرائم يرجع إلى المستوى الأول الخاص بالطلبة ثم المستوى الرابع الخاص بالمحافظات، وأخيرا المستوى الثاني الخاص بالكليات.

#### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

وبإتباع الإجراءات المشار إليها في اختيار المتغيرات للمستويات الأربعة، فقد ثبت أيضاً عدم معنوية المتغيرات الخاصة بالجامعات وتلك الخاصة بالمحافظات، وعليه بقي النموذج بنفس عدد المتغيرات منذ التحليل على ثلاثة مستويات، ومن النموذج تم التوصل إلى النتائج التالية:

$$\text{Ferraro1}_{ijkl} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\begin{aligned} \text{Ferraro1}_{ijkl} = & \beta_{0ijkl} \text{cons} + 0.080(0.022) \text{FacultyCode}_{jkl} + -0.598(0.288) \text{SizeFaculty}_{ijkl} + \\ & 2.012(0.614) \text{NationalCity}_{ijkl} + -0.717(0.333) \text{NationalPlace}_{ijkl} + \\ & -3.128(0.277) \text{Gender}_{ijkl} + -0.766(0.272) \text{HelpFamily}_{ijkl} + \\ & -1.376(0.301) \text{WorkWOthers}_{ijkl} + 0.447(0.161) \text{SiblRank}_{ijkl} + \\ & 0.534(0.183) \text{PocketMny}_{ijkl} + 0.614(0.269) \text{Arnold 2}_{ijkl} + \\ & 0.697(0.276) \text{FamilySz}_{ijkl} + 0.488(0.150) \text{NOSisters}_{ijkl} + \\ & -0.026(0.014) \text{AOEIdest}_{ijkl} + -0.358(0.155) \text{NOSistersLW}_{ijkl} + \\ & 1.494(0.170) \text{HouseLoc}_{ijkl} + -0.185(0.091) \text{NORooms}_{ijkl} + \\ & -0.361(0.103) \text{Location}_{ijkl} + -1.097(0.199) \text{Neighborhood}_{ijkl} + \\ & 0.535(0.190) \text{NeighOFUniResidence}_{ijkl} \end{aligned}$$

$$\beta_{0ijkl} = 11.479(1.395) + f_{0l} + v_{0kl} + u_{0jkl} + e_{0ijkl}$$

$$[f_{0l}] \sim N(0, \Omega_f) : \Omega_f = [0.000(0.000)]$$

$$[v_{0kl}] \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = [0.000(0.000)]$$

$$[u_{0jkl}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [0.541(0.280)]$$

$$[e_{0ijkl}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [36.985(1.083)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood}(\text{IGLS Deviance}) = 15258.987(2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

ومن هذه النتائج يتضح أنه:

- ♦ بلغ انحراف دالة  $(-2 \log \text{likelihood})$  القيمة 15258.987 وهي نفس القيمة في حالة التحليل على ثلاثة مستويات، مما يشير إلى أن إضافة المحافظات لم يحسن في كفاءة النموذج.
- ♦ ثبتت معنوية 19 متغير من المتغيرات المحددة بالنموذج وبدرجات ثقة تراوحت ما بين 90 إلى 99%، في حين لم تثبت معنوية بقية المتغيرات.
- ♦ بلغت قيمة التباين الكلي للمتغير التابع Ferraro1 القيمة  $11.479 + 0.00 + 0.541 + 36.985 = 49.005$ .
- ♦ وجد أن معامل الثابت أصبح يفسر نسبة  $11.479 \div 49.005 \times 100 = 23.42\%$  من التباين في المتغير التابع.

♦ التباين العشوائي  $\sigma_{0f}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين المحافظات فقط ولا يرجع إلى الكليات والمسمى  $f_{0l}$  قد بلغ 0.00، ويرجع ذلك لعدم ثبوت معنوية أي من المتغيرات التفسيرية الخاصة بالمحافظات. وهذا يشير إلى تشابه تأثير المحافظات على درجة الخوف من الجريمة وفق هذا المتغير التابع.

♦ التباين العشوائي  $\sigma_{0k}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الجامعات فقط ولا يرجع إلى الكليات والمسمى  $v_{0kl}$  قد بلغ 0.00، ويرجع ذلك لعدم ثبوت معنوية أي من المتغيرات التفسيرية الخاصة بالجامعات. وهذا يشير إلى المتغيرات التفسيرية للكليات هي المفسرة للتباين في المتغير التابع الذي يرجع في الجامعة وكلياتها.

♦ التباين العشوائي  $\sigma_{0j}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الكليات، والمسمى  $u_{0jkl}$  قد تقلص إلى القيمة 0.541 بانحراف معياري 0.280، وهو بذلك يفسر نسبة  $0.541 \div 49.005 \times 100 = 1.10\%$  من التباين في المتغير التابع.

♦ بلغ التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الطلبة في المستوى الأول، والمسمى  $e_{0ijkl}$  القيمة 36.985 بانحراف معياري 1.083، وهو بذلك يفسر نسبة  $36.985 \div 49.005 \times 100 = 75.47\%$  من التباين في المتغير التابع، مما يشير أن المتغيرات التفسيرية التي شملها النموذج قد فسرت جزء من هذا التباين العشوائي.

### النتائج النهائية حول المتغير التابع Ferraro1:

من خلال هذا الجزء نعرض النتائج بصورة يمكن الاستفادة منها للنموذج الأخير والذي يحدد العلاقة بين المتغير التابع Ferraro1 والمتغيرات التفسيرية التي ثبت أن لها تأثير معنوي عليه. حيث تمت صياغة الجدول رقم (3-16) والذي يعرض النتائج المعتمدة لنموذج الانحدار اللوجستي المتعدد المستويات (لأربع مستويات) مع المتغير التابع Ferraro1، والذي قسم بداية إلى قسمين أحدهما للمعاملات الثابتة والآخر للمعاملات العشوائية، حيث تم عرض اسم المتغيرات ورمزها الإنجليزي، ثم معامل المتغير ثم قيمة  $Z$  التي تمثل اختبار معنوية المتغير، كذلك تم تحديد الحد الأدنى والحد الأعلى من واقع بيانات العينة لكل متغير. وفي الأعمدة الخيرة من الجدول تم حساب الحد الأدنى والحد الأعلى الناتج من ضرب معامل الانحدار في كلا الحدين الأدنى والأعلى، وذلك بهدف الحوث على القيمة المتوقعة  $\hat{\beta}$  Expected للحدين الأعلى والأدنى على أساس:

♦ للحصول على الحد الأدنى من قيمة  $\hat{\beta}$  Expected تم ضرب المعاملات السالبة في الحد الأعلى لقيمة المتغير، وبالعكس تم ضرب المعاملات الموجبة في الحد الأدنى.

♦ للحصول على الحد الأعلى من قيمة  $\hat{\beta}$  Expected تم ضرب المعاملات الموجبة في الحد الأعلى لقيمة المتغير، وبالعكس تم ضرب المعاملات السالبة في الحد الأدنى.

في خطوة تالية تم تجميع الحد الأدنى والأعلى لقيم  $\hat{\beta}$  Expected حيث:

♦ بلغ الحد الأدنى للقيمة المتوقعة من هذا النموذج 1675.38 والذي لا يمكن أن تقل القيمة المقدرة عنها (في حالة التقيد بالحد الأدنى والحد الأعلى للمتغيرات التفسيرية).

♦ بلغ الحد الأعلى للقيمة المتوقعة من هذا النموذج 2203.27 والذي لا يمكن أن تزيد القيمة المقدرة عنها (في حالة التقيد بالحد الأدنى والحد الأعلى للمتغيرات التفسيرية)

وسوف يتم توظيف كلا هذين الحدين في تقدير الدرجات المتوقعة من الطلبة لحدوث أي من الجرائم المعبر عنها بالمتغير التابع Ferraro1 مجتمعة ضمن عملية التنبؤ.

### الجدول رقم (3-16)

النتائج المعتمدة لنموذج الانحدار اللوجستي المتعدد المستويات

(لأربع مستويات) مع المتغير التابع Ferraro1

المتغيرات	Variables	B ^	S.E.	Z	Sig	Range		Expected B ^	
						From	To	Min	Max
الجزء الثابت	Fixed part								
ثابت الانحدار	Intercept	11.479	1.395	8.23	0.000	1	1	11.479	11.479
كود الكلية	FacultyCode	0.08	0.022	3.64	0.000	1	2	0.08	0.160
حجم الكلية	SizeFaculty	-0.598	0.288	2.08	0.000	1	3	-1.794	-0.598
طبيعة المدينة	NationalCity	2.012	0.614	3.28	0.000	1	3	2.012	6.036
طبيعة مكان الكلية أو المعهد	NationalPlace	-0.717	0.333	2.15	0.000	1	3	-2.151	-0.717
النوع	Gender	-3.128	0.277	11.29	0.000	0	2	-6.256	0.000

المتغيرات	Variables	B <sup>^</sup>	S.E.	Z	Sig	Range		Expected B <sup>^</sup>	
						From	To	Min	Max
الدراسة مع مساعدة الأسرة في بعض الأنشطة التي تمارسها.	HelpFamly	-0.766	0.272	2.82	0.000	0	1	-0.766	0.000
الدراسة والعمل لدى الغير.	WorkWOthers	-1.376	0.301	4.57	0.000	0	1	-1.376	0.000
ترتيبك بين أخوتك	SiblRank	0.447	0.161	2.78	0.000	0	3	0	1.341
مصروفك الشخصي	PocketMny	0.534	0.183	2.92	0.000	0	3	0	1.602
هل سبق أن تعرض قريب أو صديق لك لأي نوع من الجرائم خلال آخر (12) شهراً؟	Arnold 2	0.614	0.269	2.28	0.000	0	2	0	1.228

الفصل الثالث : التحليل الإحصائي لبيانات الخوف من الجريمة

المتغيرات	Variables	B <sup>^</sup>	S.E.	Z	Sig	Range		Expected B <sup>^</sup>	
						From	To	Min	Max
طبيعة العائلة	FamilySz	0.697	0.276	2.53	0.000	0	2	0	1.394
عدد الأخوات الإناث	NOSisters	0.488	0.15	3.25	0.000	0	8	0	3.904
عمر الأخ الأكبر أو الأخت الكبرى	AOEldest	-0.026	0.014	1.86	0.000	0	45	-1.17	0.000
الأخوات الإناث اللاتي يعشن معك	NOSistersLW	-0.358	0.155	2.31	0.000	0	15	-5.37	0.000
طبيعة المنزل	HouseLoc	1.494	0.17	8.79	0.000	0	3	0	4.482
عدد غرف المنزل	NORooms	-0.185	0.091	2.03	0.000	0	3	-0.555	0.000
طبيعة المنطقة	Location	-0.361	0.103	3.50	0.000	0	5	-1.805	0.000
طبيعة الحي	Neighborhood	-1.097	0.199	5.51	0.000	0	3	-3.291	0.000
الحي الذي تسكنه أثناء	NeighOF UniResidence	0.535	0.19	2.82	0.000	0	3	0	1.605

المتغيرات	Variables	B <sup>^</sup>	S.E.	Z	Sig	Range		Expected B <sup>^</sup>	
						From	To	Min	Max
الدراسة									
الجزء العشوائي	Random part								
التباين بين المحافظات	$f_{0l}$	0.00	0.00	0.00	0.00	1	1	0.00	0.00
التباين بين الجامعات	$v_{0kl}$	0.00	0.00	0.00	0.00	1	1	0.00	0.00
التباين بين الكليات	$u_{0jkl}$	0.54	0.28	1.93	0.00	1.00	1.00	0.54	0.54
التباين بين الطلبة	$e_{0ijkl}$	36.99	1.08	34.15	0.00	1.00	1.00	36.99	36.99
	Ferraro1 <sub>ijkl</sub>			1.66	0.90	Total		26.56	69.44

#### كيفية التنبؤ بقيم المتغير التابع Ferraro1:

من الجدول السابق تم حساب الحد الأدنى والحد الأعلى المتوقع للمجموع الحسابي لمعاملات الانحدار جميعها Ferraro1<sub>ijkl</sub> والتي ثبت أنها تتراوح ما بين الحد الأدنى 26.56، والحد الأقصى 69.44، وهنا فإنه من المتوقع أن أية قيمة متوقعة للمتغير التابع Ferraro1 لن تتعدى هذه القيم.



وعليه يمكن تحديد درجات الخوف المختلفة لأي طالب نريد التنبؤ بدرجة خوفه وفق المتغير التابع Ferraro1 من خلال تحديد قيم معاملات المتغيرات التفسيرية الخاصة به، ثم تحديد درجة خوفه بناء على النتائج الواردة بالجدول رقم (3-17) التالي، على أساس أنه:

- ♦ إذا تراوحت قيمة Ferraro1<sub>ijkl</sub> الناتجة من عملية التنبؤ ما بين (26.56 إلى 40.86) كان القرار غير خائف.
- ♦ إذا تراوحت قيمة Ferraro1<sub>ijkl</sub> الناتجة من عملية التنبؤ ما بين (40.87 إلى 55.16) كان القرار لا يستطيع التحديد أو بين بين.
- ♦ إذا تراوحت قيمة Ferraro1<sub>ijkl</sub> الناتجة من عملية التنبؤ ما بين (55.17 إلى 69.44) كان القرار خائف.

#### الجدول رقم (3-17)

القيم المتوقعة الناتجة عن النموذج ودرجات الخوف  
من خلال المتغير التابع Ferraro1 المقابلة لها

درجات الخوف	Ferraro1 <sub>ijkl</sub>	
	From	To
Don't afraid	26.56	40.86
Afraid to some extent	40.87	55.16
Afraid	55.17	69.44

مع الإشارة إلى أنه مرفق ملف Excel يمكن من خلاله حساب تلك النتائج.

### خلاصة المتغير التابع Ferraro1:

كذلك باستقراء النتائج السابقة بالمتغير التابع الذي يقيس مستوى خوف الطالب من أن تكون ضحية للجرائم المحددة في الاستبيان، يمكن القول أنه لم يثبت تأثير كل من المحافظات أو الجامعات على تقدير مستوى الخوف وفق هذا المتغير التابع. كما ثبت أن هناك أربعة متغيرات خاصة بالكلية، اثنتين بالكلية ذاتها وهما كود أو اسم الكلية وحجمها، واثنين يتعلقان بطبيعة المدينة التي بها الكلية حضرية أم غير حضرية، ودرجة الازدحام في المنطقة التي تتواجد بها الكلية.

كذلك تم تضمين نتائج هذا التحليل أيضاً ضمن الملف المعد من خلال برنامج Excel المرفق ضمن ملحق الدراسة. وبهذا الجزء من التحليل يكون قد أنجز جزء ثالث من أربعة أجزاء من الهدف الخامس من أهداف الدراسة والمتمثل في: صياغة النماذج الإحصائية الأكثر دقة لتحديد العلاقة بين المتغيرات التابعة الثلاثة المحددة لخوف الطلبة من الجريمة، وبين المتغيرات التفسيرية الأكثر تأثيراً في تلك المتغيرات التابعة.

### المبحث الثالث

#### التحليل الإحصائي لبيانات الخوف من الجريمة

##### وفق المقياس Ferraro2

وأخيراً يأتي مقياس احتمالية التعرض المستقبلي للجريمة Ferraro2 والمستخدم كذلك قبل لاجرينج وفيريرو، والذي ورد في الاستبيان بالصيغة: "حدد احتمالية تعرضك لأي من هذه الجرائم خلال العام القادم"، يشمل هذا المقياس عدد 5 جرائم مختلفة يتم تحديد هذه الاحتمالية لكل منها على حدة، من خلال ثلاثة اختيارات (منعدمة (0)، متوسطة (1)، عالية (2))، وفي هذا المبحث نحاول معالجة البيانات

الواردة في الاستبيان وعلاقتها بهذا المقياس على اثر تطويعه في صورة متغير يعبر عن الاحتمالات للجرائم الخمسة مع تحليل وتقييم النتائج، على أن يسبق ذلك وصف إحصائي لهذا المتغير على صورته بالاستبيان والصورة التي سيتم التحليل على أساسها بعد تطويعه.

### التحليل الإحصائي الوصفي للمقياس Ferraro2:

إن المقياس Ferraro2 هو مقياس يتعلق بالخوف من الجريمة، يحتوي على عدد 5 عبارة كل منها تتعلق بواحدة من الجرائم أو المخالفات التي يتوقع أن يتعرض لها الطالب مستقبلاً، وبسؤال الطلبة المبحوثين عن كل جريمة، جاءت النتائج كما هي موضحة بالجدول رقم (3-18) الذي يعرض المؤشرات الإحصائية لآراء الطلبة المبحوثين عينة الدراسة حول الجرائم المحددة بالمقياس Ferraro2 مرتبة تنازلياً حسب دليل الخوف، ومنه يتضح أن متوسط الاحتمال على مستوى كافة الجرائم ضمن المقياس قد بلغ 57%، وهذه نتيجة تشير إلى أن احتمالية الخوف المتوقعة بين الطلبة كانت أكثر من 50%، وبالنظر إلى احتمالية الخوف من حدوث الجرائم المختلفة، نجد أن الطلبة يتوقعون باحتمالية تصل إلى 58.44% التعدي الإلكتروني عليهم من خلال شبكة الإنترنت، يليها التعدي على الممتلكات الخاصة بالأسرة باحتمالية بلغت 57.39%، ثم التعدي على أسرارهم الشخصية باحتمالية بلغت 57%. وهكذا كما هو موضح بالجدول.

### الجدول رقم (3-18)

المؤشرات الإحصائية لآراء الطلبة المبحوثين حول الجرائم المحددة  
بالمقياس Ferraro2 مرتبة تنازلياً حسب دليل الخوف

متوسط* الاحتمال	احتمالية التعرض لجريمة			المؤشرات	العبارات
	عالية	متوسطة	منعدمة		
58.44	475	829	1058	التكرار	4-التعدي الإلكتروني من خلال شبكة الإنترنت.
	20.11	35.10	44.79	النسبة	
57.39	398	909	1055	التكرار	3-التعدي على الممتلكات الخاصة بالأسرة.
	16.85	38.48	44.67	النسبة	
57.00	425	827	1110	التكرار	5-التعدي على أسراري الشخصية.
	17.99	35.01	46.99	النسبة	
55.46	274	1020	1068	التكرار	2- التعدي على ممتلكاتي الشخصية.
	11.60	43.18	45.22	النسبة	
49.49	216	713	1433	التكرار	1- التعدي عليك شخصياً.
	9.14	30.19	60.67	النسبة	
57.00	425	827	1110	التكرار	المتوسط العام
	17.99	35.01	46.99	النسبة	

### التحليل الإحصائي الاستنتاجي لمقياس Ferraro2:

كما سبق، نقوم ضمن هذا الجزء من الدراسة بالتحليل الاستنتاجي للمقياس Ferraro2، لصياغة نموذج إحداد يحدد العلاقة بين هذا المقياس وبين مجموعة من

\*المتوسط: المتوسط المحسوب هنا هو المتوسط الحسابي الموازن، والمحسوب بنفس طريقة دليل الخوف المستخدم ضمن المقياس Ferraro2.

المتغيرات التفسيرية المتباينة الخصائص في أربع مستويات. إلا أنه بالنظر إلى هذا المقياس واشتماله على 5 جرائم، يتم الإجابة على كل منها بوحدة من اختيارات ثلاثة، فلا بد من إجراء عملية تطويع لهذا المتغير التابع ليكون في صورة أكثر مناسبة للتعامل معها.

### التطويع على المقياس Ferraro2:

هنا نحاول الحصول على متغير جديد يمكن استخدامه كمؤشر عام وحيد يعبر عن إجابات الطلبة على الجرائم الخمسة مجتمعة، وهذا المتغير الجديد ناتج عن عملية جمع كافة إجابات المبحوثين على العبارات الخمسة، لينتج لدينا متغير كمي جديد تتراوح قيمته ما بين (0 إلى 10). وللتأكد من أن المتغير الجديد\* يعبر ويرتبط بصورة كبيرة عن الجرائم الخمسة المجاب عليها. وهذا المتغير الجديد والمسمى Ferraro2 هو متغير كمي تتراوح قيمته ما بين 0 إلى 10 عملياً، وكون منطوق هذا المقياس هو تحديد احتمالية التعرض لأي من الجرائم المحددة خلال العام القادم، فلا بد وأن يكون هذا المتغير الناتج يشابه صورة الاحتمال المعروفة والتي تتراوح ما بين الصفر والواحد الصحيح، وبالضرب في 10 لتوسيع مدى المتغير\*\*. فقد تم تحويل هذه القيم لتصبح في صورة تتراوح ما بين (0.00% إلى 100%)، وذلك من خلال قسمة مجموع القيم التي حددها الطالب للجرائم الخمسة على الحد الأقصى لهذا المجموع والبالغ (10).

\* تم تجربة العديد من المؤشرات لتعبر عن إجابات الطلبة عن الجرائم الخمسة مجتمعة، مثل: المتوسط الحسابي، الوسيط، أكبر قيمة، وكذلك المجموع، حيث ثبت أن المؤشر الأخير والممثل في المجموع كان المؤشر الأكثر ارتباطاً بكافة الإجابات حيال الجرائم الخمسة.

\*\* لا تختلف النتائج المستخلصة من التحليل سواء كان المدى (0 إلى 1) أو أن يكون مدى المتغير (0 إلى 100)، إلا أنه تكون قيمة المعاملات في الحالة الأولى حوالي 1% من قيمة المعاملات في الحالة الثانية.

وللتأكد من العلاقة المعنوية بين المتغير التابع الجديد والمسمى Ferraro2 وبين إجابات الطلبة على الجرائم الخمسة ضمن المقياس، فقد تم صياغة النتائج الواردة بالجدول رقم (3-19) الذي يعرض لمؤشرات معاملات الارتباط بين الجرائم الخمسة ضمن المقياس والمتغير المقترح Ferraro2، ومنه يتضح وجود معاملات ارتباط طردية قوية تراوحت ما بين (0.571، 0.696) وبدرجة ثقة أكبر من 99% بين الإجابات على الجرائم الخمسة وبين المتغير التابع المقترح. وعليه فسيتم اعتماد هذا المتغير الجديد بمسمى Ferraro2 في بقية التحليلات متعددة المستويات.

### الجدول رقم (3-19)

مؤشرات معاملات الارتباط بين الجرائم الخمسة

ضمن المقياس والمتغير المقترح Ferraro2

العبارة ضمن مقياس	الرمز	Correlation Coefficient	Sig. (2-tailed)	N
التعدي عليك شخصياً.	Ferraro21	.571**	.000	2363
التعدي على ممتلكاتي الشخصية.	Ferraro22	.696**	.000	2363
التعدي على الممتلكات الخاصة بالأسرة.	Ferraro23	.657**	.000	2363
التعدي الإلكتروني من خلال شبكة الإنترنت.	Ferraro24	.660**	.000	2363
التعدي على أسراري الشخصية.	Ferraro25	.656**	.000	2363

### التحليل الإحصائي الوصفي للمتغير التابع Ferraro2:

على أثر التأكد من ارتباط المتغير التابع الجديد Ferraro2 بإجابات الطلبة حول الجرائم الخمسة التي يتكون منها المقياس، يكون من المهم وصف هذا المتغير الجديد من خلال الوقوف على المؤشرات الإحصائية في المحافظات الثلاثة في صورته الكمية المعدلة، حيث تم الحصول على النتائج الواردة بالجدول رقم (3-20) الذي يعرض المؤشرات الإحصائية للمتغير التابع Ferraro2 حسب المحافظة. ومنه يتضح أن المتغير الجديد هو متغير كمي تتراوح قيمته بين الصفر و 100، بمتوسط عام بلغ 33.34% وبانحراف معياري بلغ 27.20، كذلك ثبت أن قيمة الالتواء لهذا المتغير قد بلغت (0.62) وهي قيمة أقل من القيمة المطلقة للواحد الصحيح، مما يشير إلى أنه يتبع التوزيع الطبيعي. وبالنظر إلى مؤشرات هذا المتغير بين المحافظات المختلفة، فقد ثبت أن هناك اختلاف بين قيم المتوسط الحسابي والانحراف المعياري والتباين وكافة المؤشرات الأخرى بين المحافظات المختلفة. كذلك فقد ثبت أن قيمة الالتواء للمتغير في المحافظات الثلاثة هي أقل من القيمة المطلقة للواحد الصحيح، مما يشير إلى أنه يتبع التوزيع الطبيعي في المحافظات الثلاثة.

#### الجدول رقم (3-20)

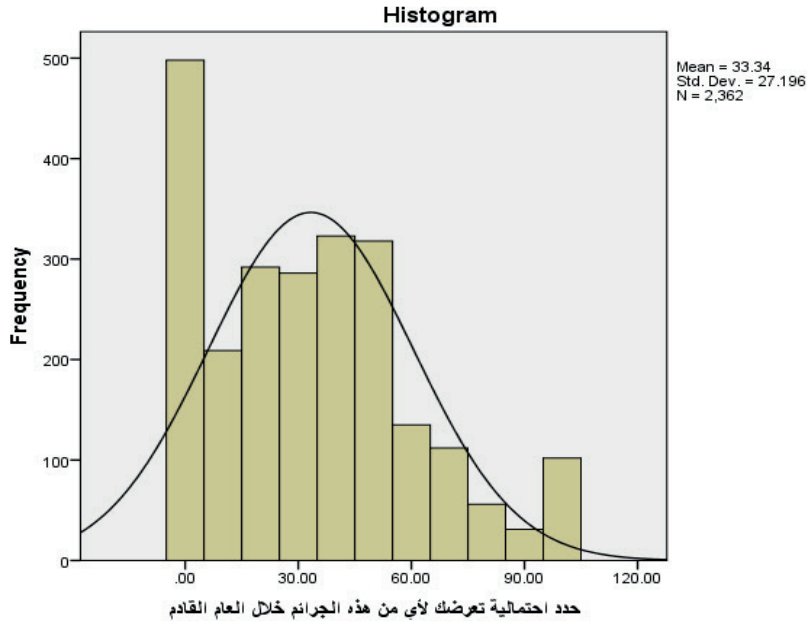
##### المؤشرات الإحصائية للمتغير التابع Ferraro2 حسب المحافظة

الكل	المحافظات			المؤشرات	
	بورسعيد	دمياط	الدقهلية		
33.34	35.48	31.15	34.17	Mean	
32.24	33.49	29.36	32.24	Lower Bound	95% Confidence Interval for Mean
34.43	37.46	32.94	36.10	Upper Bound	
31.56	33.99	29.08	32.51	5% Trimmed Mean	

الكل	المحافظات			المؤشرات
	بورسعيد	دمياط	الدقهلية	
30.00	30.00	30.00	30.00	Median
739.65	685.50	782.09	725.94	Variance
27.20	26.18	27.97	26.94	Std. Deviation
0.00	0.00	0.00	0.00	Minimum
100.00	100.00	100.00	100.00	Maximum
100.00	100.00	100.00	100.00	Range
40.00	40.00	50.00	40.00	Interquartile Range
0.62	0.54	0.76	0.53	Skewness
-0.22	-0.25	-0.09	-0.27	Kurtosis

ومن الرسم البياني رقم (3-3) الآتي الذي يعرض المدرج التكراري للمتغير Ferraro2 مرفق بالمنحنى الطبيعي. أن هذا المتغير على صورته الحالية يقترب بصورة كبيرة من التوزيع الطبيعي.





### الشكل البياني رقم (3-3)

المدرج التكراري للمتغير Ferraro2 مرفق بالمنحنى الطبيعي

### المتغيرات التفسيرية المعنوية من خلال برنامج SPSS:

وفي هذا القسم من التحليل يتم توظيف برنامج SPSS لتحديد أكثر المتغيرات التفسيرية تأثيراً على المتغير التابع Ferraro2، وذلك باستخدام نموذج الانحدار الخطي العادي مع توظيف طريقة Stepwise أيضاً، حيث تم تنفيذ هذه الإجراءات للمتغيرات التفسيرية في المستوى الأول فقط والبالغ عددها 43 متغير. وجاءت النتائج كما هي موضحة بالجدول رقم (3-21) الذي يعرض نتائج تحليل الانحدار الخطي البسيط في حالة المتغير التابع Ferraro2 مع المتغيرات التفسيرية في المستوى الأول، لتشير إلى أن هذا التحليل قد أثمر عن اختيار 15 متغير تفسيري

ثبت وجود علاقة معنوية بينها وبين المتغير التابع Ferraro2، وذلك من أصل 43 متغير خاصة بالطالب وأسرته، حيث بلغت قيمة اختبار F القيمة 15.23 مما يعني أن الاختبار معنوياً وبدرجة ثقة أكبر من 99%، أما بخصوص قيم معامل التحديد فقد بلغت 0.089، وعليه سيتم توظيف هذه المتغيرات فقط من متغيرات المستوى الأول الخاصة بالطالب في التحليل متعدد المستويات.

### الجدول رقم (3-21)

نتائج تحليل الانحدار الخطي البسيط في حالة المتغير التابع Ferraro2

مع المتغيرات التفسيرية في المستوى الأول

Variables Level 1		Unstandardized Coefficients		Stan.Coeff.	t	Sig.
الاسم العربي	English	B	Std. Error	Beta		
(Constant)	(Constant)	48.598	7.569		6.421	.000
هل سبق أن تعرضت لأي نوع من الجرائم خلال آخر (24) شهراً الماضية؟	Arnold3	12.874	3.588	.104	3.588	.000
عمر الأخ الأكبر أو الأخت الكبرى	AOEldest	-.421	.111	-.080	-3.798	.000
النوع	Gender	-12.375	2.286	-.113	-5.413	.000
المستوى	EconomicalSts	-6.099	1.585	-.078	-3.848	.000

Variables Level 1		Unstandardized Coefficients		Stan.Coeff.	t	Sig.
الاسم العربي	English	B	Std. Error	Beta		
الاقتصادي للأسرة						
ترتيبك بين أخوتك	SiblRank	4.418	1.337	.068	3.304	.001
الدراسة مع مساعدة الأسرة في بعض الأنشطة التي تمارسها.	HelpFamly	-8.642	2.273	-.079	-3.801	.000
هل أنت مدخن	Smoking	8.165	2.907	.058	2.809	.005
الدراسة مع المشاركة الفعالة في الفعاليات الاجتماعية.	Social Participation.	7.871	2.370	.069	3.321	.001
الفرقة	Class	3.958	1.218	.066	3.251	.001
هل سبق أن تعرض قريب أو صديق لك لأي نوع من الجرائم خلال آخر (12) شهراً؟	Arnold2	7.200	2.451	.065	2.937	.003

Variables Level 1		Unstandardized Coefficients		Stan.Coeff.	t	Sig.
الاسم العربي	English	B	Std. Error	Beta		
عدد المقيمين في منزلكم	NOResidents	1.709	.614	.056	2.784	.005
عمر الوالد	FathersAge	.158	.058	.055	2.734	.006
عدد غرف المنزل	NORooms	-1.607	.741	-.045	-2.168	.030
هل سبق أن تعرضت لأي نوع من الجرائم خلال آخر (12) شهراً الماضية؟	Arnold1	8.308	3.719	.063	2.234	.026
تقديرك في العام الماضي	LYGrade	-1.769	.902	-.041	-1.962	.050

#### تحديد المتغيرات التفسيرية المعنوية من خلال برنامج MLwiN:

وذلك بتوظيف برنامج MLwiN لتحديد أفضل المتغيرات التفسيرية، والتي يثبت أن لها علاقة معنوية بالمتغير التابع Ferraro2، من خلال صياغة نموذج الانحدار العادي المتعدد المتغيرات والمتعدد المستويات السابق توظيفه، وذلك لكافة البيانات في المستويات الأربعة كهدف نهائي. على أن يسبق ذلك عملية التهيئة والتجهيز للبيانات المشار إليها سابقاً.

### النماذج الإحصائية المتعلقة بالمتغير التابع Ferraro2:

تشمل النماذج المتعلقة بهذا المتغير، صياغة النموذج المشار إليه لكل مستوى من المستويات الأربعة كل على حدة، ثم لمستويين فقط، ثم لثلاثة مستويات فقط، وأخيراً للمستويات الأربعة من البيانات معاً. على أن نبدأ بالتحليل وحيد المستوى.

#### الجزء الأول: التحليل وحيد المستوى

هنا يتم دراسة العلاقة بين المتغير التابع Ferraro2 مع البيانات لكل مستوى على حدة، حيث يتم البدء بالمستوى الرابع ثم الثالث ثم الثاني ثم الأول، وذلك وفق الآتي:

#### 1- التحليل وحيد المستوي للبيانات في المستوى الرابع (المحافظات):

من خلال برنامج MLwiN يتم تحديد خصائص التحليل باعتبار أن المتغير التابع هو Ferraro2 وأن البيانات هنا هي بيانات المستوى الرابع المعبر عن المحافظات. لنحصل على النماذج الآتية:

#### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

بتحديد Cons فقط كمعامل للقيمة  $\beta_{0i}$  أمكن الحصول على النتائج الآتية:

$$\text{Ferraro2}_i \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{Ferraro2}_i = \beta_{0i} \text{cons}$$

$$\beta_{0i} = 33.343(0.559) + e_{0i}$$

$$[e_{0i}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [739.140(21.504)]$$

$$-2*\loglikelihood(IGLS Deviance) = 22314.671(2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

ومن هذه النتائج يتضح أن:

♦ قيمة IGLS Deviance قد بلغت 22314.671، حيث سيلاحظ التغير في هذه القيمة لاحقاً عند إضافة المتغيرات التفسيرية والتي من المتوقع أن تفسر جزء من التباين الحادث في المتغير التابع.

♦ قيمة معامل الثابت Cons قد بلغت 33.343 وهذه القيمة تعبر عن المتوسط العام لاحتمالية الخوف وفق مقياس Ferraro2 محل الدراسة، وهذه القيمة تساوي تماماً قيمة المتوسط الحسابي لكافة الطلبة المبحوثين كما هو موضح من مؤشرات العينة بالجدول رقم (3-24) السابق.

♦ ثبت معنوية معامل الثابت وبدرجة ثقة أكبر من 99%، وأن مجموع التباين الكلي يبلغ  $739.14 + 33.343 = 772.483$ .

♦ معامل الثابت يفسر نسبة  $33.343 \div 772.483 \times 100 = 4.32\%$  فقط من التباين في المتغير التابع.

♦ التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف في المتغير التابع والمسمى  $e_{0i}$  قد بلغ 739.14 بانحراف معياري 21.504، وهو بذلك يفسر نسبة  $739.14 \div 772.483 \times 100 = 95.68\%$  في التباين في المتغير التابع

ب- نموذج المتغيرات التفسيرية

بإضافة المتغير الوحيد الخاص بالمستوى الرابع المتمثل في كود المحافظة، تم

التوصل إلى النتائج الآتية:

$$\text{Ferraro2}_i \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{Ferraro2}_i = \beta_{0i} \text{cons} + 2.201(0.682) \text{GovCode}_i$$

$$\beta_{0i} = 29.194(1.402) + e_{0i}$$

$$[e_{0i}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [735.899(21.409)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood}(\text{IGLS Deviance}) = 22304.287(2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

ومن هذه النتائج يتضح أن:

♦ قيمة IGLS Deviance قد بلغت 22304.287، وهذا يعني أن إضافة المتغير الوحيد المتمثل في رمز المحافظة قد خفضها بقيمة 10.384 فقط، مما يشير إلى قلة أهمية هذا المتغير في تحسين كفاءة النموذج. كما أن هذه النتائج تشير إلى أن هناك اختلاف بسيط في احتمالية الخوف من التعرض لجريمة بين الطلبة في المحافظات المختلفة.

♦ ثبتت معنوية المتغير التفسيري GovCode وبدرجة ثقة أكبر من 99%، وأن مجموع التباين الكلي في المتغير التابع قد بلغ  $735.899 + 29.194 = 765.093$ .

♦ أدى استخدام المتغير المتمثل في رمز المحافظة إلى خفض قيمة تباين الحد العشوائي  $\sigma_{0i}$  والتي يسمى  $e_{0i}$  من 739.14 في حالة الثابت فقط إلى 735.899 بعد إضافة المتغير وبفارق بلغ 3.241، وهي قيمة تشير إلى وجود تباين بسيط بين المحافظات المختلفة على مستوى خوف الطالب من أن يكون ضحية للجرائم المحددة ضمن الاستبيان.

وبالتطبيق على نتائج النموذج السابق، نجد أنه وفقاً للجدول رقم (3-22) التالي، أن المتوسط العام لاحتمالية التعرض لجريمة وفق المتغير التابع Ferraro2 قد بلغ 0.3359 للطلبة في محافظة الدقهلية، والقيمة 0.3139 بالنسبة للطلبة في محافظة دمياط، ثم القيمة 0.3579 للطلبة في محافظة بورسعيد، وهذه النتائج تتوافق مع النتائج الذي تم الحصول عليها من العينة. حيث كان الطلبة في محافظة دمياط أقل خوفاً، وفي محافظة بورسعيد أكثر خوفاً. هذا مع الإشارة إلى أنه تم استخدام المتغير GovCode بعد إعادة تطويعه كما تم مع المتغيرات التابعة السابقة لمنع التكرار.

### الجدول رقم (3-22)

#### نتائج تقدير قيمة Ferraro2 في المحافظات

##### المختلفة وفق النموذج السابق

المحافظة	الثابت	كود المحافظة	ميل المتغير المستقل	احتمال التعرض لجريمة
الدقهلية	29.184	2	2.201	3590.3
دمياط	29.184	1	2.201	0.3139
بورسعيد	29.184	3	2.201	0.3579

#### 2- بالنسبة للمستوى الثالث (الجامعات):

كذلك بخصوص المتغيرات الخاصة بالجامعات، فقد تم أتباع نفس الإجراءات السابقة، بهدف تحديد المتغيرات التي يثبت أن لها تأثير معنوي على المتغير التابع Ferraro2، وذلك وفق التفصيل التالي:

##### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

نظراً لأن التحليل في مستوى واحد، فإننا سوف نحصل على نفس النموذج الثابت السابق.

##### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

بإضافة المتغيرات التفسيرية الخاصة بالجامعات والمتمثلة في اسم الجامعة والذي يأخذ المدى من (1-6)، ثم نوع الجامعة أن كانت خاصة (1) أم حكومية (2)، وكذلك مدى عراقة الجامعة والذي يستدل عليه من تاريخ إنشائها، حديثة (1)، عريقة (2) تم التوصل إلى النتائج الآتية:



$$Ferraro2_i \sim N(XB, \Omega)$$

$$Ferraro2_i = \beta_{0i} \text{cons} + 3.282(1.156) \text{UniversityCode}_i + -7.914(4.586) \text{Rank}_i + \\ -9.479(3.044) \text{YearCreate}_i \\ \beta_{0i} = 50.017(8.977) + e_{0i}$$

$$[e_{0i}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [735.735(21.404)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood} (\text{IGLS Deviance}) = 22303.759 (2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

ومن هذه النتائج يتضح أن:

- ◆ قيمة IGLS Deviance قد بلغت 22303.759، وبالتالي أدت إضافة المتغيرات التفسيرية إلى خفض قيمة هذه الدالة بفارق بلغ 10.912 مما يشير إلى تحسن بسيط النموذج بإضافة هذه المتغيرات.
- ◆ ثبتت معنوية كلا المتغيرات الثلاثة المتعلقة بالجامعة، وبدرجة ثقة أكبر من 99%. حيث يتضح لنا أن إشارة معامل المتغيرين نوع الجامعة وكذلك مدى عراقة الجامعة سالبه، وهذا يعني أن الطلبة الجامعات الخاصة والحديثة (وأغلبها جامعات خاصة) لا يتوقعون حدوث جرائم لهم خلال العام المقبل مقارنة بأقرانهم في الجامعات الحكومية العريقة.
- ◆ أدى استخدام المتغيرات الثلاثة الخاصة بالجامعة إلى خفض قيمة  $\sigma_{0i}$  من 739.140 في حالة الثابت فقط إلى 735.735 بعد إضافة المتغير وبفارق بلغ 3.405، وهي قيمة تشير إلى أن المتغيرات الخاصة بالجامعة قد فسرت هذا الجزء من التباين الحادث في قيم المتغير التابع، مما يشير إلى تأثيرها المتواضع على مستوى توقع الطالب من أن يكون ضحية للجرائم المستقبلية المحددة بالاستبيان.

♦ بلغ مجموع التباين الكلي ضمن هذا النموذج  $735.735 + 50.017 = 758.752$ .

♦ وجد أن معامل الثابت يفسر نسبة  $50.017 \div 758.752 \times 100 = 6.37\%$  من التباين في المتغير التابع.

♦ قيمة التباين العشوائي  $\sigma_{0u}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف في المتغير التابع والمسمى  $e_{0i}$  قد بلغ  $735.735$  بانحراف معياري  $21.404$ ، وهو بذلك يفسر نسبة  $735.735 \div 758.752 \times 100 = 93.63\%$  من التباين في المتغير التابع، مما يعني أنه يفسر معظم التباين.

### 3- بالنسبة للمستوى الثاني (الكليات):

كذلك بخصوص المتغيرات الخاصة بالكليات، نحاول تحديد المتغيرات التي يثبت أن لها تأثير معنوي على المتغير التابع Ferraro2، وذلك وفق التفصيل التالي:

#### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

نظراً لأن التحليل في مستوى واحد، فإننا سوف نحصل على نفس النموذج الثابت السابق.

#### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

بإضافة المتغيرات التفسيرية الخاصة بالكليات والتي يبلغ عددها سبعة متغيرات واحداً تلو الآخر مع متابعة معنوية معاملات المتغيرات، فقد ثبتت معنوية ثلاثة متغيرات من المتغيرات السبعة وبدرجة ثقة أكبر من  $99\%$ ، حيث تم التوصل للنموذج الآتي:

$$\text{Ferraro2}_i \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{Ferraro2}_i = \beta_{0i} \text{cons} + -4.187(2.187)\text{GenderStu}_i + 8.012(1.640)\text{NationalCity}_i + -2.937(0.910)\text{NationalPlace}_i$$

$$\beta_{0i} = 40.362(6.496) + e_{0i}$$

$$[e_{0i}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [730.610(21.255)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood}(\text{IGLS Deviance}) = 22287.242(2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

ومنه يتضح أن:

- ◆ قيمة IGLS Deviance قد بلغت 22287.242، وهذا يعني أن إضافة هذه المتغيرات الثلاثة قد حسن من قيمة هذا النموذج وبقية بلغت 27.429 مما يشير إلى الأثر البسيط لهذه المتغيرات في تفسير التباين الحادث في المتغير التابع.
- ◆ مجموع التباين الكلي قد بلغ ضمن هذا النموذج  $40.362 + 730.61 = 770.972$ .

- ◆ أدى استخدام المتغيرات المشار إليه إلى خفض قيمة  $\sigma_{0i}$  من 739.14 في حالة الثابت فقط إلى 730.61 وبفارق بلغ 8.53 ، وهي قيمة تشير إلى مدى التأثير البسيط للمتغيرات الخاصة بالكليات على التباين الحادث في احتمالية توقع الطالب من أن يكون ضحية للجرائم المحددة ضمن الاستبيان.
- ◆ معامل الثابت أصبح يفسر نسبة  $40.362 \div 770.972 \times 100 = 5.24\%$  فقط من التباين في المتغير التابع.

- ◆ في المقابل فقد ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0u}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف في المتغير التابع، والمسمى  $e_{0i}$  قد بلغ 730.61 بانحراف معياري

21.255، وهو بذلك يفسر نسبة  $770.972 \div 730.61 \times 100 = 94.76\%$  من التباين في المتغير التابع.

#### 4- بالنسبة للمستوى الأول (الطلبة):

المتغيرات الخاصة بالطلبة بالتحديد، سبقت معالجتها من خلال برنامج SPSS لتحديد أكثر المتغيرات تأثيراً على المتغير التابع، وهنا يقتصر التحليل على تلك المجموعة فقط من المتغيرات، وذلك وفق التفصيل الآتي:

##### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

نظراً لأن التحليل في مستوى واحد، فسوف نحصل على نفس النموذج الثابت المحدد في بداية التحليل.

##### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

بإضافة المتغيرات التفسيرية المختارة سابقاً واحداً تلو الآخر، أمكن الوصول إلى النموذج الآتي:

$$\text{Ferraro2}_i \sim N(XB, \Omega)$$

$$\begin{aligned} \text{Ferraro2}_i = & \beta_{0i} \text{cons} + -6.209(1.138)\text{Gender}_i + 1.973(0.606)\text{Class}_i + \\ & -0.895(0.449)\text{LYGrade}_i + -4.326(1.132)\text{HelpFamly}_i + \\ & 3.954(1.181)\text{SocialParticipation}_i + 2.203(0.665)\text{SiblRank}_i + \\ & 4.051(1.447)\text{Smoking}_i + 4.180(1.852)\text{Arnold1}_i + 3.607(1.221)\text{Arnold2}_i + \\ & 6.408(1.787)\text{Arnold3}_i + 0.079(0.029)\text{FathersAge}_i + \\ & 0.865(0.306)\text{NOResidents}_i + -0.212(0.055)\text{AOEldest}_i + \\ & -3.048(0.789)\text{EconomicalSts}_i + -0.801(0.369)\text{NORooms}_i \end{aligned}$$

$$\beta_{0i} = 24.410(3.768) + e_{0i}$$

$$[e_{0i}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [673.357(19.590)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood (IGLS Deviance)} = 22094.410 (2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

ومن هذا النموذج يتضح أنه:

- ◆ ثبتت معنوية 15 متغيرات من المتغيرات المتعلقة بالطالب وأسرته وبدرجة ثقة أكبر من 99%.
- ◆ ثبت أن قيمة IGLS Deviance قد بلغت 22094.41 وهذا يعني أن إضافة هذه المتغيرات قد حسن من قيمة هذا النموذج وبقية كبيرة بلغت 220.261 مما يشير إلى أن هذه المتغيرات المتعلقة بالطالب وأسرته كانت المتغيرات الأكثر أهمية في تفسير التباين الحادث في المتغير التابع محل الدراسة.
- ◆ أدى استخدام المتغيرات الخمسة عشر المشار إليه إلى خفض قيمة  $\sigma_{0i}$  من 33.343 في حالة الثابت فقط إلى 24.41 بعد إضافة هذه المتغيرات وبفارق بلغ 8.933. وهي قيمة جيدة تشير إلى أن هذه المتغيرات تفسر جزء كبير من التباين الحادث في قيم المتغير التابع، مما يشير إلى تأثيرها الجيد على مستوى احتمالية تعرض الطالب للجرائم المحددة ضمن الاستبيان.
- ◆ مجموع التباين الكلي قد بلغ ضمن هذا النموذج  $24.41 + 673.375 = 697.767$ .
- ◆ وجد أن معامل الثابت أصبح يفسر نسبة  $24.41 \div 697.767 \times 100 = 3.50\%$  فقط من التباين في المتغير التابع.
- ◆ في المقابل فقد ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف في المتغير التابع، والمسمى  $e_{0i}$  قد بلغ 673.375 بانحراف معياري 19.59، وهو بذلك يفسر نسبة  $673.375 \div 697.767 \times 100 = 96.50\%$  من التباين في المتغير التابع.

### الجزء الثاني: تحليل البيانات على مستويين

هنا يتم تحليل البيانات وفق طبيعتها الهرمية المتداخلة على مستويين، وذلك لبيانات المستوى الأول المتمثل في الطلبة والمستوى الثاني المتمثل في الكليات، وذلك وفق التفصيل التالي:

#### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

وهو النموذج الذي يكون به ثابت فقط، ويطلق عليه نموذج مكونات التباين وهو كالاتي:

$$\text{Ferraro2}_{ij} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{Ferraro2}_{ij} = \beta_{0ij} \text{cons}$$

$$\beta_{0ij} = 34.123(1.295) + u_{0j} + e_{0ij}$$

$$[u_{0j}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [40.980(13.444)]$$

$$[e_{0ij}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [701.561(20.550)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood}(\text{IGLS Deviance}) = 22240.300(2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

ومن هذه النتائج يتضح أن:

♦ قيمة IGLS Deviance قد بلغت 22210.3 وهذا يعني أن إضافة المستوى الثاني قد حسن من قيمة هذا النموذج وبقية كبيرة بلغت 73.371 مما يشير إلى بيانات المستويين ستحسن من كفاءة النموذج مقارنة ببيانات مستوى واحد من البيانات.

♦ بلغت قيمة المتوسط العام للمتغير التابع Ferraro2 لهذه البيانات (في مستويين) القيمة 34.123 بانحراف معياري بلغ 1.295، مما يشير إلى معنويتها بدرجة ثقة أكبر من 99%.

- ♦ مجموع التباين الكلي قد بلغ ضمن هذا النموذج على مستويين 34.123 + 40.98 = 701.561 + 776.664.
- ♦ معامل الثابت أصبح يفسر نسبة  $34.123 \div 776.664 \times 100 = 4.39\%$  فقط من التباين في المتغير التابع.
- ♦ التباين العشوائي  $\sigma_{0j}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الكليات، والمسمى  $u_{0j}$  قد بلغ 40.98 بانحراف معياري 13.444، وهو بذلك يفسر نسبة  $40.98 \div 776.664 \times 100 = 5.28\%$  من التباين في المتغير التابع.
- ♦ كذلك بلغ التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الطلبة في المستوى الأول، والمسمى  $e_{0ij}$  القيمة 701.561 بانحراف معياري 20.55، وهو بذلك يفسر نسبة  $701.561 \div 776.664 \times 100 = 90.33\%$  من التباين في المتغير التابع، وعليه يمكن القول أن معظم الاختلافات في تقدير المتغير التابع Ferraro2 المعبر عن احتمالية التعرض للجرائم الموضحة بالاستبيان ترجع للمتغيرات الخاصة بالطالب وأسرتة في المستوى الأول.

#### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

- وبإضافة المتغيرات التفسيرية في كل من المستويين الثاني الخاص بالكليات، والأول الخاص بالطلبة تم التوصل للنموذج التالي، ومن هذا النموذج يتضح أنه:
- ♦ ثبت أن قيمة IGLS Deviance قد بلغت 22045.357، وهذا يعني أن إضافة المتغيرات قد حسن من قيمة النموذج وبقية بلغت 194.943 وهي قيمة جيدة جداً تشير إلى أهمية هذه المتغيرات في تفسير جزء كبير من التباين الحادث في المتغير التابع.

$$\text{Ferraro2}_{ij} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\begin{aligned} \text{Ferraro2}_{ij} = & \beta_{0ij} \text{cons} + 5.856(3.368) \text{NationalCity}_{ij} + -2.884(1.835) \text{NationalPlace}_{ij} + \\ & -6.207(1.165) \text{Gender}_{ij} + 1.449(0.621) \text{Class}_{ij} + -0.961(0.468) \text{LYGrade}_{ij} + \\ & -4.180(1.156) \text{HelpFamily}_{ij} + 4.362(1.182) \text{SocialParticipation}_{ij} + \\ & 1.829(0.671) \text{SiblRank}_{ij} + 3.529(1.440) \text{Smoking}_{ij} + \\ & 3.638(1.836) \text{Arnold1}_{ij} + 3.813(1.217) \text{Arnold2}_{ij} + \\ & 6.178(1.766) \text{Arnold3}_{ij} + 0.084(0.029) \text{FathersAge}_{ij} + \\ & 0.345(0.337) \text{NOResidents}_{ij} + -0.219(0.056) \text{AOEldest}_{ij} + \\ & -3.019(0.801) \text{EconomicalSts}_{ij} + -0.731(0.381) \text{NORooms}_{ij} \end{aligned}$$

$$\beta_{0ij} = 25.542(5.587) + u_{0j} + e_{0ij}$$

$$[u_{0j}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [26.576(9.463)]$$

$$[e_{0ij}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [648.273(18.989)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood} (\text{IGLS Deviance}) = 22045.357 (2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

◆ كذلك ثبت أنه في حالة التحليل على مستويين (الكليات، الطلبة) أن المتغيرات التفسيرية المحددة لخوف الطالب من أن يتعرض للجرائم المحددة بالاستبيان يتحدد من خلال 17 متغير تفسيري، منها 15 متغير خاص بالمستوى الأول، واثنين من المستوى الثاني.

◆ مجموع التباين الكلي قد بلغ ضمن هذا النموذج على مستويين 25.542 + 648.273 = 700.391.

◆ وجد أن معامل الثابت أصبح يفسر نسبة 25.542 ÷ 700.391 × 100 = 3.65% فقط من التباين في المتغير التابع.

◆ ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0j}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الكليات والمسمى  $u_{0j}$  قد بلغ 26.576 بانحراف معياري 9.463، وهو بذلك



يفسر نسبة  $26.576 \div 700.391 \times 100 = 3.79\%$  فقط من التباين في المتغير التابع.

♦ كذلك بلغ التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الطلبة في المستوى الأول، والمسمى  $e_{0ij}$  القيمة 648.273 بانحراف معياري 18.989، وهو بذلك يفسر نسبة  $648.273 \div 700.391 \times 100 = 92.56\%$  من التباين في المتغير التابع، وعليه يتأكد أن معظم الاختلافات في قيم المتغير التابع Ferraro2 إنما يرجع بدرجة كبيرة لمتغيرات المستوى الأول الموضحة بالنموذج.

#### الجزء الثالث: تحليل البيانات على ثلاثة مستويات

في حالة التحليل على ثلاثة مستويات، يتم اعتبار أن متغيرات الطلبة هي المستوى الأول، في حين أن المتغيرات الخاصة بالكليات تمثل المستوى الثاني أما المتغيرات الخاصة بالجامعات فتمثل المستوى الثالث، وذلك وفق التفصيل التالي:

##### أ- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

وهو النموذج الذي يكون به ثابت فقط، ويطلق عليه نموذج مكونات التباين وهو

كالآتي:

$$\text{Ferraro2}_{ijk} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{Ferraro2}_{ijk} = \beta_{0ijk} \text{cons}$$

$$\beta_{0ijk} = 34.123(1.295) + v_{0k} + u_{0jk} + e_{0ijk}$$

$$[v_{0k}] \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = [0.000(0.000)]$$

$$[u_{0jk}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [40.980(13.444)]$$

$$[e_{0ijk}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [701.561(20.550)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood (IGLS Deviance)} = 22240.300 (2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

ومن هذه النتائج يتضح أن:

- ◆ قيمة IGLS Deviance قد بلغت 22240.30 وهي نفس القيمة الناتجة في حالة التحليل على مستويين، مما يشير إلى عدم فاعلية البيانات في المستوى الثالث من حيث تأثيرها على احتمالية الخوف من التعرض لجريمة.
- ◆ بلغت قيمة المتوسط العام للمتغير التابع Ferraro2 لهذه البيانات (في حالة ثلاثة مستويات) القيمة 34.123 بانحراف معياري بلغ 1.295، وهي نفس القيمة في حالة مستويين أيضاً.
- ◆ مجموع التباين الكلي قد بلغ ضمن هذا النموذج  $40.98 + 0.00 + 34.123 = 701.561 + 776.664$ .
- ◆ نسبة التباين التي يفسرها معامل الثابت عند 4.07% فقط من التباين في المتغير التابع.
- ◆ التباين العشوائي  $\sigma_{0k}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الجامعات فقط ولا يرجع إلى الكليات والمسمى  $\nu_{0k}$  قد بلغ 0.00 مما يعني أنه لا يوجد تأثير للمستوى الثالث المتمثل في الجامعات على تقدير الطلبة لاحتمالية خوفهم من التعرض للجرائم المحددة بالاستبيان.
- ◆ التباين العشوائي  $\sigma_{0j}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الكليات، والمسمى  $u_{0jk}$  قد بلغ 40.980 بانحراف معياري 13.444، وهو بذلك يفسر نسبة  $40.98 \div 776.664 \times 100 = 5.28\%$  من التباين في المتغير التابع.
- ◆ وأخيراً بلغ التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الطلبة في المستوى الأول، والمسمى  $e_{0ijk}$  القيمة 701.561 بانحراف معياري 20.55، وهو بذلك يفسر نسبة  $701.561 \div 776.664 \times 100 = 90.33\%$  من التباين في المتغير التابع، وعليه يتأكد أن معظم الاختلافات في تقدير

المتغير التابع Ferraro2 المعبر عن احتمالية الخوف من التعرض لجريمة ترجع لمتغيرات المستوى الأول.

#### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

هنا تم عملية الانتخاب لكافة المتغيرات في كل مستوى من المستويات الثلاثة (الثالث، والثاني، والأول)، حيث ثبت عدم معنوية المتغيرات الخاصة بالجامعات، حيث تم التوصل إلى النتائج التالية: ومن هذا النموذج يتضح أنه:

♦ ثبت أن قيمة IGLS Deviance قد بلغت 22049.475، وهذا يعني أن إضافة هذه المتغيرات قد حسن من قيمة هذا النموذج وبقية بلغت 190.825 مما يشير إلى تحسن في هذه القيمة مما يؤشر أهمية هذه المتغيرات في تفسير جزء كبير من التباين الحادث في المتغير التابع.

♦ ثبتت معنوية 14 متغير من المتغيرات المحددة بالنموذج وبدرجات ثقة أكبر من 99%.

♦ بلغ التباين الكلي للمتغير التابع القيمة  $28.899 + 0.00 + 33.502 + 647.938 = 710.339$ .

♦ وجد أن معامل الثابت أصبح يفسر نسبة  $28.899 \div 710.339 \times 100 = 4.07\%$  فقط من التباين في المتغير التابع.

$$\text{Ferraro2}_{ijk} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\begin{aligned} \text{Ferraro2}_{ijk} = & \beta_{0ijk} \text{cons} + -6.372(1.165) \text{Gender}_{ijk} + 1.450(0.622) \text{Class}_{ijk} + \\ & -1.014(0.469) \text{LYGrade}_{ijk} + -4.282(1.156) \text{HelpFamily}_{ijk} + \\ & 4.257(1.182) \text{SocialParticipation}_{ijk} + 1.814(0.671) \text{SiblRank}_{ijk} + \\ & 3.630(1.438) \text{Smoking}_{ijk} + 3.696(1.833) \text{Arnold1}_{ijk} + \\ & 3.776(1.217) \text{Arnold2}_{ijk} + 6.136(1.766) \text{Arnold3}_{ijk} + \\ & 0.084(0.029) \text{FathersAge}_{ijk} + -0.221(0.056) \text{AOEldest}_{ijk} + \\ & -2.974(0.802) \text{EconomicalSts}_{ijk} + -0.760(0.381) \text{NORooms}_{ijk} \end{aligned}$$

$$\beta_{0ijk} = 28.899(4.204) + v_{0k} + u_{0jk} + e_{0ijk}$$

$$[v_{0k}] \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = [0.000(0.000)]$$

$$[u_{0jk}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [33.502(11.287)]$$

$$[e_{0ijk}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [647.938(18.979)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood}(\text{IGLS Deviance}) = 22049.475(2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

◆ كذلك ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0k}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الجامعات فقط ولا يرجع إلى الكليات والمسمى  $v_{0k}$  قد بلغ 0.00، ويرجع ذلك لعدم ثبوت معنوية أي من المتغيرات التفسيرية الخاصة بالجامعات. وهذا يشير إلى المتغيرات التفسيرية للكليات هي المفسرة للتباين في المتغير التابع الذي يرجع في الجامعة وكلياتها.

◆ ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0j}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الكليات، والمسمى  $u_{0jk}$  قد تقلص إلى القيمة 33.502 بانحراف معياري 11.287، وهو بذلك يفسر نسبة  $33.502 \div 710.339 \times 100 = 4.72\%$  من التباين في المتغير التابع.

♦ وأخيراً بلغ التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الطلبة في المستوى الأول، والمسمى  $e_{0ijk}$  القيمة 647.938 بانحراف معياري 18.979، وهو بذلك يفسر نسبة  $647.938 \div 710.339 \times 100 = 91.22\%$  من التباين في المتغير التابع، مما يشير أن المتغيرات التفسيرية التي شملها النموذج قد فسرت جزء من هذا التباين العشوائي.

#### الجزء الرابع: تحليل البيانات على أربع مستويات

وأخيراً في حالة التحليل على أربع مستويات، يتم اعتبار أن الطالبة يمثلون المستوى الأول، وأن الكليات تمثل المستوى الثاني أما الجامعات فتمثل المستوى الثالث، في حين أن المحافظات تمثل المستوى الرابع، وبذلك ستم عملية التحليل لكافة المستويات الأربعة، وذلك وفق التفصيل التالي:

#### ب- النموذج المحتوي على الثابت فقط:

وهو النموذج الذي يكون به ثابت فقط، وهو كالاتي:

$$\text{Ferraro2}_{ijkl} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{Ferraro2}_{ijkl} = \beta_{0ijkl} \text{cons}$$

$$\beta_{0ijkl} = 34.123(1.295) + f_{0i} + v_{0kl} + u_{0jkl} + e_{0ijkl}$$

$$[f_{0i}] \sim N(0, \Omega_f) : \Omega_f = [0.000(0.000)]$$

$$[v_{0kl}] \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = [0.000(0.000)]$$

$$[u_{0jkl}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [40.980(13.444)]$$

$$[e_{0ijkl}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [701.561(20.550)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood}(\text{IGLS Deviance}) = 22240.300(2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

ومن هذه النتائج يتضح أن:

- ◆ قيمة IGLS Deviance قد بلغت 22240.3 ، وهذا يعني أن إضافة المستوى الرابع من البيانات لن يؤدي إلى أي تحسن في كفاءة النموذج، مما يتوقع معه عدم تفسير بيانات هذا المستوى لأي جزء من التباين في المتغير التابع.
- ◆ بلغت قيمة المتوسط العام للمتغير التابع Ferraro2 المعبر عن احتمالية التعرض للجرائم الموضحة بالاستبيان لهذه البيانات (في أربعة مستويات) حوالي 34.123 بانحراف معياري بلغ 1.295.
- ◆ بلغت قيمة التباين الكلي للمتغير التابع Ferraro2 القيمة 43.123 + 0.00 + 40.980 + 701.561 = 776.664.
- ◆ وجد أن معامل الثابت أصبح يفسر نسبة  $43.123 \div 776.664 \times 100 = 4.39\%$  فقط من التباين في المتغير التابع.
- ◆ ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0f}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الجامعات فقط ولا يرجع إلى الكليات والمسمى  $f_{0l}$  قد بلغ 0.00، مما يؤكد عدم تأثير المحافظات المختلفة على احتمالية خوف الطلبة من التعرض للجرائم المحددة ضمن هذا المتغير التابع.
- ◆ كذلك ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0k}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الجامعات فقط ولا يرجع إلى الكليات والمسمى  $v_{0kl}$  قد بلغ 0.00، مما يؤكد كذلك عدم تأثير الجامعات على احتمالية خوف الطلبة من التعرض للجرائم المحددة ضمن هذا المتغير التابع.
- ◆ ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0j}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الكليات، والمسمى  $u_{0jkl}$  قد بلغت قيمته 40.980 بانحراف معياري 13.444، وهو

بذلك يفسر نسبة  $40.980 \div 776.664 \times 100 = 5.28\%$  من التباين في المتغير التابع.

♦ وأخيراً بلغ التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الطلبة في المستوى الأول، والمسمى  $e_{ijkl}$  القيمة 701.651 بانحراف معياري 20.55، وهو بذلك يفسر نسبة  $701.651 \div 776.664 \times 100 = 90.33\%$  من التباين في المتغير التابع.

وهذه النتائج تشير إلى أن احتمالية خوف الطلبة من التعرض للجرائم المحددة ضمن هذا المتغير التابع يرجع بدرجة كبيرة إلى المتغيرات الشخصية والأسرية والبيئية للطلاب والمحددة ضمن المستوى الأول، ثم المستوى الثاني الخاص بالكليات فقط.

#### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية:

وبإتباع الإجراءات المشار إليها في اختيار المتغيرات للمستويات الأربعة، فقد ثبت أيضاً عدم معنوية المتغيرات الخاصة بالجامعات وتلك الخاصة بالمحافظات، وعليه تم التوصل إلى النتائج التالية، ومنها يتضح أن:

♦ قيمة IGLS Deviance قد بلغت 22046.352، وهذا يعني أن إضافة المستوى الرابع لم يغير في كفاءة النموذج، وذلك لعدم ثبوت معنوية المتغير الوحيد في المستوى الرابع.

♦ ثبتت معنوية 16 متغير بالنموذج، منها اثنين فقط من المتغيرات الخاصة بالمستوى الثاني المتمثل في الكليات وبدرجات ثقة أكبر من 90%.

$$\text{Ferraro2}_{ijkl} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\begin{aligned} \text{Ferraro2}_{ijkl} = & \beta_{0ijkl} \text{cons} + 6.195(3.449) \text{NationalCity}_{ijkl} + \\ & -2.911(1.889) \text{NationalPlace}_{ijkl} + -6.247(1.166) \text{Gender}_{ijkl} + \\ & 1.451(0.622) \text{Class}_{ijkl} + -0.973(0.468) \text{LYGrade}_{ijkl} + \\ & -4.226(1.156) \text{HelpFamily}_{ijkl} + 4.314(1.182) \text{SocialParticipation}_{ijkl} + \\ & 1.843(0.671) \text{SiblRank}_{ijkl} + 3.584(1.439) \text{Smoking}_{ijkl} + \\ & 3.725(1.833) \text{Arnold1}_{ijkl} + 3.776(1.216) \text{Arnold2}_{ijkl} + \\ & 6.180(1.766) \text{Arnold3}_{ijkl} + 0.084(0.029) \text{FathersAge}_{ijkl} + \\ & -0.214(0.056) \text{AOEldest}_{ijkl} + -3.009(0.801) \text{EconomicalSts}_{ijkl} + \\ & -0.733(0.381) \text{NORooms}_{ijkl} \end{aligned}$$

$$\beta_{0ijkl} = 25.308(5.649) + f_{0l} + v_{0kl} + u_{0jkl} + e_{0ijkl}$$

$$[f_{0l}] \sim N(0, \Omega_f) : \Omega_f = [0.000(0.000)]$$

$$[v_{0kl}] \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = [0.000(0.000)]$$

$$[u_{0jkl}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [28.912(10.089)]$$

$$[e_{0ijkl}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [648.023(18.981)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood} (\text{IGLS Deviance}) = 22046.352 (2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

♦ بلغت قيمة التباين الكلي للمتغير التابع Ferraro2 القيمة 25.308

$$.702.243 = 648.023 + 28.912 + 0.00 + 0.00 +$$

♦ وجد أن معامل الثابت أصبح يفسر نسبة 25.308 ÷ 702.243 × 100 =

3.60% فقط من التباين في المتغير التابع.

♦ ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0l}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الجامعات

فقط ولا يرجع إلى الكليات والمسمى  $f_{0l}$  قد بلغ 0.00، ويرجع ذلك لعدم

ثبوت معنوية المتغير الخاص بالمحافظة.



♦ التباين العشوائي  $\sigma_{0k}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الجامعات فقط ولا يرجع إلى الكليات والمسمى  $\nu_{0kl}$  قد بلغ 0.00، ويرجع ذلك لعدم ثبوت معنوية أي من المتغيرات التفسيرية الخاصة بالجامعات. مما يؤكد أن المتغيرات التفسيرية للكليات هي المفسرة للتباين في المتغير التابع الذي يرجع في الجامعة وكلياتها.

♦ ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0j}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الكليات، والمسمى  $u_{0jkl}$  قد تقلص إلى القيمة 28.912 بانحراف معياري 10.089، وهو بذلك يفسر نسبة  $28.912 \div 702.243 \times 100 = 4.12\%$  من التباين في المتغير التابع.

♦ التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الطلبة في المستوى الأول، والمسمى  $e_{0ijkl}$  قد بلغ 648.023 بانحراف معياري 18.981، وهو بذلك يفسر نسبة  $648.023 \div 702.243 \times 100 = 92.28\%$  من التباين في المتغير التابع، مما يشير أن المتغيرات التفسيرية التي شملها النموذج قد فسرت جزء بسيط من هذا التباين العشوائي في المتغير التابع.

#### ب- نموذج المتغيرات التفسيرية الأمثل:

على أثر الحصول على النموذج السابق لأربعة مستويات من البيانات، يمكننا السعي لتحسين هذا النموذج للحصول على النموذج الأمثل، حيث نحاول تحويل بعض معاملات المتغيرات إلى معاملات عشوائية، مع ملاحظة التحسن الحادث في قيمة IGLSDeviance، وبإجراء هذه المحاولات لكافة المتغيرات تم الحصول على النموذج الأمثل التالي، ومن هذا النموذج يتضح أنه:

- ◆ قيمة IGLS Deviance قد بلغت 22022.916، وهذا يعني تحويل معامل المتغير المتمثل في طبيعة مكان الكلية أو المعهد إلى معامل عشوائي، أدى إلى خفض في هذه الدالة بقيمة بلغت 23.436.
- ◆ ثبتت معنوية 16 متغير ضمن بالنموذج، منها اثنين فقط من المتغيرات الخاصة بالمستوى الثاني المتمثل في الكليات، تم تحويل معامل أحدهم إلى عشوائي، وبدرجات ثقة أكبر من 90%.
- ◆ بلغت قيمة التباين الكلي للمتغير التابع القيمة  $23.352 + 0.00 + 0.00 = 28.968 + 1475.854 + 225.983 = 1754.157$ .
- ◆ وجد أن معامل الثابت أصبح يفسر نسبة  $23.352 \div 1754.157 \times 100 = 1.33\%$  فقط من التباين في المتغير التابع.

$$\text{Ferraro2}_{ijkl} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\begin{aligned} \text{Ferraro2}_{ijkl} = & \beta_{0ijkl} \text{cons} + 6.211(3.405) \text{NationalCity}_{ijkl} + \beta_{2i} \text{NationalPlace}_{ijkl} + \\ & -6.264(1.151) \text{Gender}_{ijkl} + 1.582(0.623) \text{Class}_{ijkl} + \\ & -0.997(0.466) \text{LYGrade}_{ijkl} + -3.841(1.149) \text{HelpFamily}_{ijkl} + \\ & 4.838(1.168) \text{SocialParticipation}_{ijkl} + 1.866(0.661) \text{SiblRank}_{ijkl} + \\ & 3.617(1.420) \text{Smoking}_{ijkl} + 3.310(1.784) \text{Arnold1}_{ijkl} + \\ & 3.918(1.196) \text{Arnold2}_{ijkl} + 7.119(1.719) \text{Arnold3}_{ijkl} + \\ & 0.070(0.028) \text{FathersAge}_{ijkl} + -0.203(0.056) \text{AOEldest}_{ijkl} + \\ & -2.495(0.785) \text{EconomicalSts}_{ijkl} + -0.841(0.377) \text{NORooms}_{ijkl} \end{aligned}$$

$$\beta_{0ijkl} = 23.352(5.591) + f_{0l} + v_{0kl} + u_{0jkl} + e_{0ijkl}$$

$$\beta_{2i} = -2.860(1.884) + e_{2ijkl}$$

$$[f_{0l}] \sim N(0, \Omega_f) : \Omega_f = [0.000(0.000)]$$

$$[v_{0kl}] \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = [0.000(0.000)]$$

$$[u_{0jkl}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [28.968(10.097)]$$

$$\begin{bmatrix} e_{0ijkl} \\ e_{2ijkl} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = \begin{bmatrix} 1475.854(157.624) \\ -478.708(87.659) & 225.983(42.383) \end{bmatrix}$$

$$-2 * \log \text{likelihood}(\text{IGLS Deviance}) = 22022.916(2363 \text{ of } 2363 \text{ cases in use})$$

♦ ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0l}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الجامعات فقط ولا يرجع إلى الكليات والمسمى  $f_{0l}$  قد بلغ 0.00، ويرجع ذلك لعدم ثبوت معنوية المتغير الخاص بالمحافظة. وهذا يشير إلى المتغيرات التفسيرية للكليات شملت كافة التباينات سواء في المحافظات والجامعات.

- ◆ كذلك ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0k}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الجامعات فقط ولا يرجع إلى الكليات والمسمى  $v_{0kl}$  قد بلغ 0.00، ويرجع ذلك لعدم ثبوت معنوية أي من المتغيرات التفسيرية الخاصة بالجامعات. مما يؤكد أن المتغيرات التفسيرية للكليات هي المفسرة للتباين في المتغير التابع الذي يرجع في الجامعة وكلياتها.
- ◆ ثبت أن التباين العشوائي  $\sigma_{0j}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الكليات، والمسمى  $u_{0jkl}$  قد تقلص إلى القيمة 28.968 بانحراف معياري 10.079، وهو بذلك يفسر نسبة  $28.968 \div 1754.157 \times 100 = 1.65\%$  فقط من التباين في المتغير التابع.
- ◆ كذلك بلغ التباين العشوائي  $\sigma_{0i}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين الطلبة في المستوى الأول، والمسمى  $e_{0ijkl}$  القيمة 1475.854 بانحراف معياري 157.624، وهو بذلك يفسر نسبة  $1475.854 \div 1754.157 \times 100 = 84.13\%$  من التباين في المتغير التابع، مما يشير أن المتغيرات التفسيرية التي شملها النموذج قد فسرت جزء بسيط من هذا التباين العشوائي في المتغير التابع.
- ◆ وأخيراً بلغ التباين العشوائي  $\sigma_{2j}^2$  الذي يرجع إلى الاختلاف بين طبيعة المدينة التي تتواجد بها الكليات أو المعاهد والمسمى  $e_{2ijkl}$  القيمة 225.983 بانحراف معياري 42.383، وهو بذلك يفسر نسبة  $225.983 \div 1754.157 \times 100 = 12.88\%$  من التباين في المتغير التابع، مما يشير إلى أهمية الأثر المتعدد لهذا المتغير بين المستويين الثاني والأول.

### النتائج النهائية حول المتغير التابع Ferraro2:

من خلال هذا الجزء من التحليل نعرض بصورة يمكن الاستفادة منها للنموذج الأخير والذي يحدد العلاقة بين المتغير التابع Ferraro2 والمتغيرات التفسيرية التي ثبت أن لها تأثير معنوي عليه، حيث تمت صياغة النتائج الواردة بالجدول رقم (3-23) والذي يعرض النتائج المعتمدة لنموذج الانحدار اللوجستي المتعدد المستويات (لأربع مستويات) مع المتغير التابع Ferraro2، والذي ينقسم إلى قسمين: احدهما للمعاملات الثابتة والآخر للمعاملات العشوائية، حيث تم عرض اسم المتغيرات ورمزها بالإنجليزية لكل منها، ثم معامل المتغير ثم قيمة Z التي تمثل اختبار معنوية المتغير، ثم درجة المعنوية لقيمة Z، كذلك تم تحديد الحد الأدنى والحد الأعلى من واقع بيانات العينة لكل متغير.

في خطوة تالية تم حساب الحد الأدنى والأعلى الناتج من ضرب معامل الانحدار

$\hat{\beta}$  Expected في كلا الحدين الأدنى والأعلى، على أساس:

- ♦ للحصول على الحد الأدنى من قيمة  $\hat{\beta}$  Expected تم ضرب المعاملات السالبة في الحد الأعلى لقيمة المتغير، والمعاملات الموجبة في الحد الأدنى.
- ♦ ثم للحصول على الحد الأعلى من قيمة  $\hat{\beta}$  Expected تم ضرب المعاملات الموجبة في الحد الأعلى لقيمة المتغير، والمعاملات السالبة في الحد الأدنى.

في خطوة تالية تم تجميع الحد الأدنى والأعلى لقيم  $\hat{\beta}$  Expected :

- ♦ بلغ الحد الأدنى 1675.38 والذي لا يمكن أن تقل القيمة المقدرة عنها (في حالة التقيد بالحد الأدنى والحد الأعلى للمتغيرات التفسيرية)
- ♦ بلغ الحد الأعلى 2203.27 والذي لا يمكن أن تزيد القيمة المقدرة عنها (في حالة التقيد بالحد الأدنى والحد الأعلى للمتغيرات التفسيرية)

وسوف يتم توظيف كلا هذين الحدين في تقدير الدرجات المتوقعة من الطلبة لتعرضه لأي من الجرائم المعبر عنها بالمتغير التابع Ferraro2 في مجموعها.

### الجدول رقم (3-23)

النتائج المعتمدة لنموذج الانحدار اللوجستي المتعدد المستويات

(لأربع مستويات) مع المتغير التابع Ferraro2

المتغيرات	Variables	B ^	S.E.	z	Sig	Range		Expected $\hat{\beta}$	
						From	To	Min	Max
الجزء الثابت	Fixed part								
ثابت الانحدار	Bo	23.352	5.591	4.18	0.000	1	1	23.35	23.35
طبيعة المدينة	NationalCity	6.211	3.405	1.82	0.000	1	2	6.21	12.42
طبيعة مكان الكلية أو المعهد	NationalPlace	2.860-	1.884	1.52	0.010	1	3	8.58-	2.86-
النوع	Gender	6.264-	1.151	5.44	0.000	1	2	12.53-	6.26-
الفرقة	Class	1.582	0.623	2.54	0.000	1	5	1.58	7.91
تقديرك في العام الماضي	LYGrade	0.997-	0.466	2.14	0.000	1	5	4.99-	1.00-
الدراسة مع مساعدة الأسرة في بعض الأنشطة التي تمارسها.	HelpFamily	3.841-	1.149	3.34	0.000	0	1	3.84-	0.00
الدراسة مع	Social Participation	4.838	1.168	4.14	0.000	0	1	0.00	4.84

المتغيرات	Variables	B <sup>^</sup>	S.E.	z	Sig	Range		Expected $\beta$	
						From	To	Min	Max
المشاركة الفعالة في الفعاليات الاجتماعية.									
ترتيبك بين أخوتك	SiblRank	1.866	0.661	2.82	0.000	0	3	0.00	5.60
هل أنت مدخن	Smoking	3.617	1.420	2.55	0.000	1	2	3.62	7.23
هل سبق أن تعرضت لأي نوع من الجرائم خلال آخر (12) شهراً الماضية؟	Arnold 1	3.310	1.784	1.86	0.000	0	2	0.00	6.62
هل سبق أن تعرض قريب أو صديق لك لأي نوع من الجرائم خلال آخر (12) شهراً؟	Arnold 2	3.918	1.196	3.28	0.000	0	2	0.00	7.84
هل سبق أن تعرضت لأي نوع من الجرائم خلال آخر (24) شهراً الماضية؟	Arnold 3	7.119	1.719	4.14	0.000	0	2	0.00	14.24
عمر الوالد	FathersAge	0.070	0.028	2.50	0.000	0	80	0.00	5.60

المتغيرات	Variables	B <sup>^</sup>	S.E.	z	Sig	Range		Expected $\hat{\beta}$	
						From	To	Min	Max
عمر الأخ الأكبر أو الأخت الكبرى	AOEldest	0.203-	0.056	3.63	0.000	0	45	9.14-	0.00
المستوى الاقتصادي للأسرة	EconomicalSts	2.495-	0.785	3.18	0.000	1	3	7.49-	2.50-
عدد غرف المنزل	NORooms	0.841-	0.377	2.23	0.000	0	16	13.46-	0.00
الجزء العشوائي	Random part								
التباين بين المحافظات	$f_{0l}$	0	0					0	0
التباين بين الجامعات	$v_{0kl}$	0	0					0	0
التباين بين الكليات	$u_{0jkl}$	0	0					0	0
التباين بين الطلبة	$e_{0ijkl}$	1475.9	157.62	9.36	0.010	1	1	1476	1476
الحد العشوائي للمتغير التفسيري طبيعة المكان	$e_{2ijkl}$	225.98	42.38	5.33	0.010	1	3	226	226
	Ferraro2 <sub>ijkl</sub>			1.86	0.010	Total		1680	1779



### كيفية التنبؤ بقيم المتغير التابع Ferraro2:

من الجدول السابق تم حساب الحد الأدنى والحد الأعلى المتوقع للمجموع الحسابي لمعاملات الانحدار جميعها Ferraro2<sub>ijkl</sub> والتي ثبت أنها تتراوح ما بين الحد الأدنى 1680، والحد الأقصى 1779، وهنا فإنه من المتوقع أن أية قيمة متوقعة للمتغير التابع Ferraro1 لن تتعدى هذه القيم.

وعليه يمكن تحديد درجات الخوف المختلفة لأي طالب نريد التنبؤ بدرجة خوفه وفق المتغير التابع Ferraro2<sub>ijkl</sub> من خلال تحديد قيم معاملات المتغيرات التفسيرية الخاصة به، ثم تحديد درجة خوفه بناء على النتائج الواردة بالجدول رقم (3-24) التالي حيث أنه:

- ♦ إذا تراوحت قيمة Ferraro2<sub>ijkl</sub> ما بين (1680.09 إلى 1713.04) كان القرار بأن احتمال التعرض لأي نوع من الجرائم المحددة بالاستبيان "منعدمة".
- ♦ إذا تراوحت قيمة Ferraro2<sub>ijkl</sub> ما بين (1713.05 إلى 1746.01) كان القرار بأن احتمال التعرض لأي نوع من الجرائم المحددة بالاستبيان "متوسطة".
- ♦ إذا تراوحت قيمة Ferraro2<sub>ijkl</sub> ما بين (1746.02 إلى 1778.95) كان القرار بأن احتمال التعرض لأي نوع من الجرائم المحددة بالاستبيان "عالية".

### الجدول رقم (3-24)

القيم المتوقعة الناتجة عن النموذج ودرجات الخوف المتوقعة

من خلال المتغير التابع Ferraro2

درجات الخوف	Ferraro2 <sub>ijkl</sub>	
	From	To
منعدمة Non-existent	1680.09	1713.04
متوسطة Medium	1713.05	1746.01
عالية High	1746.02	1778.95

### خلاصة المتغير التابع Ferraro2:

وأخيراً من خلال النتائج السابقة الخاصة بهذا المتغير التابع الذي يقيس احتمالية التعرض للجريمة خلال العام القادم، يمكن القول أنه لم يثبت تأثير أي من المحافظات أو الجامعات على تقدير احتمالية الخوف وفق هذا المتغير التابع، وأن هناك متغيرين فقط تتعلق بالكلية هما طبيعة المدينة التي بها الكلية حضرية أم غير حضرية، وطبيعة مكان الكلية أو المعهد والتي تحدد درجة ازدحام المنطقة التي توجد بها الكلية.

وبهذا الجزء من التحليل يكون قد أنجز الهدف الخامس من أهداف الدراسة بالكامل والمتمثل في: صياغة النماذج الإحصائية الأكثر دقة لتحديد العلاقة بين المتغيرات التابعة الثلاثة المحددة لخوف الطلبة من الجريمة، وبين المتغيرات التفسيرية الأكثر تأثيراً في تلك المتغيرات التابعة. مع الإشارة إلى أنه تم تضمين نتائج هذا التحليل أيضاً ضمن الملف المعد من خلال برنامج Excel المرفق ضمن ملحق الدراسة.

## الفصل الرابع

### النتائج والتوصيات

#### أولاً: النتائج

من خلال ما جاء بهذا البحث يمكن صياغة النتائج التالية:

1. تشير النتائج إلى أن البيانات الهرمية بأنواعها المختلفة بمثابة الواقع الفعلي للكثير من للبيانات الميدانية، والتي تعد البيانات وحيدة المستوى حالة خاصة منها.
2. للتحليل متعدد المستويات العديد من الأغراض، مما يجعله مفضلاً في العديد من البحوث الدراسات المتعمقة وكذلك في التحليل ذو القياسات المتكررة.
3. تتيح نماذج الانحدار التقليدية وكذلك الانحدار اللوجستي العديد من النماذج التي يمكن استخدامها ضمن التحليل متعدد المستويات خاصة مع البرامج المخصصة لذلك النوع من التحليل، مما يمكن من الإحاطة بالكثير من التفاصيل عن متغيرات الدراسة.
4. تتميز النماذج الإحصائية المستخدمة في التحليل متعدد المستويات بقلّة شروطها على المتغيرات سواء التابعة أو التفسيرية، مما يتيح المجال لاستخدام توليفات مختلفة من المتغيرات.
5. للبيانات متعددة المستويات صور وأنواع متعددة تتناسب وطبيعة التعقيدات الحقيقية الموجودة في الدراسات الميدانية، مما يحد من وضع الافتراضات حول البيانات التي ربما تخرجها عن طبيعتها.
6. يتوافر للنماذج الإحصائية التي توظف لتحليل البيانات متعددة المستويات أكثر من طريقة للتقدير، والتي لا تتطلب شروطاً مبدئية للمتغير التابع أو المتغيرات

المستقلة للوصول إلى التقديرات التي تتميز بالخصائص الجيدة المعروفة للتقديرات.

7. كذلك ثبت أن هناك اختلاف واضح في عدد المتغيرات التفسيرية المعنوية وكذلك في مستوى معنويتها عند التحليل باستخدام برنامج SPSS عنه في حالة استخدام برنامج MLwin وذلك في التحليل وحيد المستوى.

8. تشير النتائج إلى أنه في حالة التحليل على أربع مستويات (المحافظات، الجامعات، الكليات، الطلبة) فإن المتغيرات التفسيرية المحددة لخوف الطالب من السير ليلاً في منطقة تبعد عن منطقة سكنه وفق المتغير NCS قد اقتصر على بعض المتغيرات من المستوى الأول فقط الخاص بالطلبة، وهي:

◆ الفرقة

◆ الدراسة مع الاهتمام بالاطلاع على الصحف والمجلات والإنترنت.

◆ الدراسة والعمل لدى الغير.

◆ مصروفك الشخصي

◆ تعرضت لأي نوع من الجرائم

◆ عدد الأخوة الذكور

9. كذلك تشير النتائج إلى أنه في حالة التحليل على أربع مستويات فإن المتغيرات التفسيرية المحددة لخوف الطالب من أن يكون ضحية للجرائم المحددة بالاستبيان وفق مقياس Ferraro1 والذي يتحدد من خلال 12 جريمة، هي:

◆ طبيعة المدينة

◆ طبيعة المنزل

◆ طبيعة العائلة

◆ تعرض قريب أو صديق

◆ الحي الذي تسكنه أثناء الدراسة

- ◆ مصروفك الشخصي
- ◆ النوع
- ◆ الدراسة والعمل لدى الغير.
- ◆ طبيعة الحي
- ◆ الدراسة مع مساعدة الأسرة في بعض الأنشطة التي تمارسها.
- ◆ طبيعة مكان الكلية أو المعهد
- ◆ حجم الكلية
- 10. كذلك ثبت أنه في حالة المتغير التابع Ferraro2 فإنه في حالة التحليل على أربع مستويات فإن المتغيرات التفسيرية المحددة لاحتمالية التعرض لأيمن الجرائم المحددة بالاستبيان خلال العام القادمتتمثل في:
- ◆ هل سبق أن تعرضت لأي نوع من الجرائم خلال آخر (24) شهراً الماضية؟
- ◆ الدراسة مع المشاركة الفعالة في الفعاليات الاجتماعية.
- ◆ هل سبق أن تعرض قريب أو صديق لك لأي نوع من الجرائم خلال آخر (12) شهراً؟
- ◆ هل أنت مدخن
- ◆ هل سبق أن تعرضت لأي نوع من الجرائم خلال آخر (12) شهراً الماضية؟
- ◆ ترتيبك بين أخوتك
- ◆ الفرقة
- ◆ الدراسة مع مساعدة الأسرة في بعض الأنشطة التي تمارسها.
- ◆ المستوى الاقتصادي للأسرة
- ◆ عدد غرف المنزل، وتقديرك في العام الماضي.

## ثانياً : التوصيات

من خلال ما جاء بهذا البحث، يمكن صياغة التوصيات الآتية:

1. من المفضل أن تكون المتغيرات التفسيرية وكذلك المتغيرات التابعة المستخدمة في الدراسات المعتمدة على البيانات الهرمية متعددة المستويات من المتغيرات المقاسة (الطول، الوزن،..الخ) والتي يمكن تحديدها بحيادية أكثر بعيداً عن تقديرات المبحوثين.
2. في الدراسات المحتوية على بيانات لها عدة مستويات، يوصى بالاقصصار منذ البداية على تحديد عدد بسيط من المتغيرات التفسيرية عند بدء بناء النماذج الإحصائية، ويفضل الاقتصار على المتغيرات التي يمكن قياسها بدقة وحيادية.
3. كذلك توصي الدراسة بأهمية الانتباه للبيانات المفقودة في المتغيرات المختلفة ضمن الدراسات الميدانية المتعددة المستويات والعمل على الحد منها بدرجة كبيرة.
4. من المهم إجراء العديد من الدراسات والبحوث حول المتغيرات النوعية بأنواعها المختلفة، نظراً لاعتماد الكثير من الدراسات الميدانية على هذه المتغيرات.
5. كذلك توصي الدراسة بأن يدرج التحليل متعدد المستويات ضمن المناهج الإحصائية لطلبة الدراسات العليا، لما يمثله هذا الفرع من أهمية في الدراسات الميدانية والتي تعد الأساس في عملية البحث العلمي المجتمعي بشكل عام.
6. أيضاً توصي الدراسة بأن يتم تدعيم الدراسات الميدانية المبنية على الاستبيانات بأدوات أخرى لجمع البيانات مثل المقابلات ومجموعات الحوار، والتي يكون لها أهمية كبيرة في الحصول على بيانات عالية الدقة تتناسب مع التحليل متعدد المستويات.
7. كما يوصي الباحث بإنشاء مركز متخصص للتحليل المتعدد المستويات ليكون ملاذاً للباحثين من كافة التخصصات والفروع العلمية المختلفة لمساعدتهم في

كافة مراحل التحليل الإحصائي متعدد المستويات، بما يشجعهم على دراسة الظواهر المختلفة وفق طبيعتها.

8. وأخيرا يوصي الباحث بضرورة تكرار الدراسات المتعلقة بالخوف من الجريمة على فترات متقاربة، وربط مؤشرات الخوف من الجريمة مع كافة المتغيرات الاجتماعية، لوضع توصيات لتنمية رغبة المجتمع في العمل والإنجاز.

وآخر دعوانا أن الحمد لله رب العالمين،،،





## المراجع References

### أولاً: المراجع العربية

1. ذياب البداينة، أثر المتغيرات الشخصية وإدراك مخاطر الجريمة وخبرة الضحايا في الخوف من الجريمة، مجلة العلوم الإنسانية، جامعة منتوري، قسنطينة، الجزائر، 2000م.
2. ظافر حسين رشيد النجار، محمد جاسم محمد، التقديرات الحصينة للانحدار الضبابي، بحث مقدم إلى المؤتمر الإحصائي العربي الأول، عمان، الأردن، 12-13 نوفمبر 2007م.
3. ريمون كفي، لوك فان كمينهود، (1997)، دليل الباحثين في العلوم الاجتماعية، ترجمة د.يوسف الجباعي، المكتبة العصرية، صيدا - بيروت، الطبعة الأولى.

### ثانياً: المراجع الأجنبية

1. Aitkin, M., and Longford, N. (1986). Statistical modelling issues in school effectiveness studies (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society A* 149, PP. 1-43.
2. Andrew Gelman, Jennifer Hill, , (2007), *Data Analysis Using Regression and Multilevel/ Hierarchical Models*, CAMBRIDGE University Press P 81
3. Austin, Peter C. (2010) "Estimating Multilevel Logistic Regression Models When the Number of Clusters is Low: A Comparison of Different Statistical Software Procedures," *The International Journal of Biostatistics*: Vol. 6: Iss. 1, Article 16.
4. Breslow, N.W., & Clayton, D.C. (1973). Approximate inference in generalized linear mixed models. *Journal of the American Statistical Association*, 88, PP. 9-25.
5. Browne, W.J. (2009) *MCMC Estimation in MLwiN*, v2.10. Centre for Multilevel Modeling, University of Bristol. (Chapter 16 and 18).

6. Bryk, A.S. and Raudenbush, S.W. (1992). Hierarchical linear models for social and behavioural research: Applications and data analysis methods. Newbury Park, CA: Sage Publications
7. Chikio HAYASHI, (1988), Principles and Strategy of Data Analysis, Tokyo, Journal of the University of the Air, No. 6, pp.113-119.
8. Dempster, A. P., Rubin, D. B., and Tsutakawa, R. K. (1981). Estimation in covariance components models. Journal of the American Statistical Association 76, PP,341–353.
9. Forrest W. Young, (1981), Quantitative Analysis Of Qualitative Data, Psychometrika, Ob.Cit, pp., 357- 388, p. 364.
10. G.Y. Wong and W.M. Mason, (1984)., “The Hierarchical Logistic Regression Model for Multilevel Analysis”, Research Report, Population Studies Center: University of Michigan,
11. Garson, David (w.d2006.). Logistic Regression. Available at: <http://www2.class.ncsu.edu/garson/pa765/logistic.htm.t>:
12. Geert Molenberghs, (2002), Topics in Modeling Multilevel and Longitudinal Data
13. Goldstein, H. (1986). Multilevel mixed linear model analysis using iterative generalized least squares. Biometrika, 73, 43,.
14. Goldstein, H. (1995). Multilevel Statistical Models, 2nd edition. London: Edward
15. Goldstein, H. (1998), Random coefficient repeated measure models. In Encyclopedia of Biostatistics (ed. P. Armitage and T. Colton). London: Wiley
16. Goldstein, H., & Rasbash, J. (1996). Improved approximations for multilevel models with binary responses. Journal of the Royal Statistical Society, Series A.
17. Goldstein, H., Rasbash, J., Plewis, I., Draper, D., Browne, W., Yang, M., Woodhouse, G., and Healy, M. (1998). A user's guide to MLwiN. London: Multilevel Level Models Project, Institute of Education, University of London.
18. Guo G, Zhao H, (2000) Multilevel Modeling for Binary Data. Annual Review of Sociology, 26 PP, 441-462.

19. Harvey Goldstein, Cross-classified and Multiple Membership Structures in Multilevel Models: An Introduction and Review Antony Fielding, Research Report RR791, PP. 7-21.
20. H. Goldstein. (1991), Nonlinear multilevel models, with an application to discrete response data. *Biometrika*, 78: PP.45–51,.
21. Hedeker, D., & Gibbons, R.D. (2004). *Longitudinal Data Analysis*. unpublished manuscript.
22. Hosmer, David W. & Lemeshow, Stanley (2000). *Applied Logistic Regression. 2nd edition*. New York: Johnson, Wiley & Sons, Inc.
23. Jan de Leeuw and Erik Meijer (Eds.), *Handbook of Multilevel Analysis*, Berlin Heidelberg New York, Hong Kong London, 2007.
24. J Pinilla, B González, P Barber, Y Santana, (2002), Smoking in young adolescents: an approach with multilevel discrete choice models, *Journal Epidemiology Community Health*; 56: PP. 227–232.
25. Kleinbaum, David & Klein, Mitchel (2002). *Logistic Regression: a Self-learning Text*. USA: Springer.
26. LaGrange R. L. and Ferraro K. F. (1989) "Assessing Age and Gender Differences in Perceived Risk and Fear of Crime". *Criminology* , 27 (4), PP.697-719.
27. Longford, N.T. (1987). A fast scoring algorithm for maximum likelihood estimation in unbalanced mixed models with nested random effects. *Biometrika*, 74, PP. 817–827.
28. Maas CJM, Hox JJ. (2005), Sufficient Sample Sizes for Multilevel Modeling. Methodology: *European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*.;1:PP. 85–9.
29. Mason, W.M. Wong, G.Y., & Entwistle, B. (1983). Contextual analysis through the multilevel linear model. *Sociological Methodology*, 14, 72-103.
30. Md. HasinurRahaman Khan and J. Ewart H. Shaw, (2011), Multilevel Logistic Regression Analysis Applied to Binary Contraceptive Prevalence Data, *Journal of Data Science* 9.
31. Pierce, J. P., Choi, W. S., Gilpin, E. A., Farkas, A. J., & Merritt, R. K. (1996). Validation of susceptibility as a predictor of which adolescents take up smoking in the United States. *Health Psychology*, 15, 355–361.

32. R. D. Bock and M. Aitkin. (1981), Marginal maximum likelihood estimation of item parameters: An application of the EM algorithm. *Psychometrika*, 46: pp. 443–459.
33. R. D. Gibbons and R. D. Bock. (1987), Trend in correlated proportions. *Psychometrika*, 52:113–124.
34. Rahim M, Flora M, Richard H, (2007), A simulation study of sample size for multilevel logistic regression models, BMC Medical Research Methodology, BioMed Central. (<http://creativecommons.org/licenses/by/2.0>).
35. Rasbash, J. and Goldstein, H. (1994) Efficient analysis of mixed hierarchical and cross classified random structures using a multilevel model. *Journal of Educational and Behavioural Statistics*, 19: pp. 337-350.
36. Rasbash, J., Steele, F., Browne, W.J. and Goldstein, H. (2009), *A User's Guide to MLwiN*, v2.10. Centre for Multilevel Modelling, University of Bristol. (Chapters 2-12).
37. Raudenbush, S.W., & Bryk, A.S. (1986). A hierarchical model for studying school effects. *Sociology of Education*, 59, 1-17.
38. Raudenbush, S.W., Bryk, A.S., Cheong, Y.F., & Congdon, R.T. (2000). HLM 5: *Hierarchical linear and nonlinear modeling* [computer software]. Lincolnwood, IL: Scientific software international, Inc.
39. Raudenbush, S.W., Yang, M.-L., & Yosef, M. (2000). Maximum likelihood for generalized linear models with nested random effects via high-order, multivariate Laplace approximation. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 9, 141-145.
40. Rnold, Harald (1991). "Fear of Crime and its Relationship to Directly and Indirectly Experienced Victimization: A Binational Comparison of Models in Klaus Sessar and Hans-Jurgen Kerner, PP 87-125.
41. S.W. Raudenbush and A. S. Bryk, "*Hierarchical Linear Models: applications and data analysis methods*," 2nd edition. Thousand Oaks: Sage Publications, 2002.
42. Scott T. Leatherdale, Paul W. McDonald, Roy Cameron, Mari Alice Jolin, K. Stephen Brown, (2006), A Multi-Level Analysis Examining how Smoking Friends, Parents, and Older Students in the School Environment are Risk Factors for Susceptibility to Smoking Among

- Non-Smoking Elementary School Youth, *PrevSci*No. 7:PP. 397–402.
43. Skinner, C.J., Holt, D., and Smith, D.M.F. (1989). *Analysis of Complex Surveys*.
  44. Skrondal, A. &Rabe-Hesketh, S. (2004). *Generalized latent variable modeling: Multilevel, Longitudinal, and Structural Equation Models*. New York: Chapman & Hall/CRC.
  45. Skrondal, A. &Rabe-Hesketh, S. (2004). *Generalized latent variable modeling: Multilevel, Longitudinal, and Structural Equation Models*. New York: Chapman & Hall /CRC.
  46. Sung-Hyun Cho, (2003),Using Multilevel Analysis in Patient and Organizational Outcomes Research, *Nursing Research January*, February, Vol. 52, No 1, PP. 61-65.
  47. Walker, Jonathan (1996). Methodology Application: Logistic Regression Using the CODES Data. Developed For Department of Transportation, *National Highway Traffic Safety Administration (NHTS)*, Washington DC, April 30, 1996.
  48. Walker, Jonathan (1996). Methodology Application: Logistic Regression Using the CODES Data. Developed For Department of Transportation, National *Highway Traffic Safety Administration (NHTS)*, Washington DC, April 30, 1996.
  49. WanphenSomchit , PutipongBookkamana, (2005), Multilevel Logistic Regression Analysis And Its Application, *IRCMSA*, Proceedings.
  50. Wei-Ching Chang, and Others, (2005) Are international differences in the outcomes of acute coronary syndromes apparent or real? A multilevel analysis, *Journal Epidemiology Community Health*; 59

## الاستبيان



جامعة المنصورة  
كلية التجارة  
قسم الإحصاء التطبيقي والتأمين

## مقترح لتطويع النماذج الإحصائية للاستخدام في التحليل الاستنتاجي للبيانات النوعية

ضمن متطلبات الحصول على درجة دكتوراه الفلسفة في الإحصاء  
إعداد الباحث/ جمال محمد شاكر محمد

### إشراف

أ. د/ إبراهيم محمد مهدي	أ. د/ البيومي عوض عوض
أستاذ الرياضيات الإحصاء الإكتواري	أستاذ الإحصاء التطبيقي
كلية التجارة - جامعة المنصورة	ووكيل كلية التجارة لشئون الطلاب - جامعة المنصورة

"جميع المعلومات الواردة في هذا الاستبيان هو لأغراض البحث العلمي  
يرجى عدم كتابة الاسم أو أية معلومات شخصية غير المطلوبة"

2014م

## الأخوة والأخوات/ الطلبة والطالبات المحترمين

السلام عليكم ورحمة الله وبركاته،،،

يقوم الطالب/ جمال محمد شاكر محمد من قسم الإحصاء والتأمين بكلية التجارة جامعة المنصورة، بدراسة ميدانية بالتطبيق على طلبة وطالبات الجامعة، لاستكمال دراسته ضمن متطلبات الحصول على درجة دكتوراه الفلسفة في الإحصاء، وقد وقع الاختيار عليكم ضمن عينة البحث للاستفادة من وجهة نظركم حول الموضوعات محل الدراسة والواردة بهذا الاستبيان، والباحث إذ يشكر لكم مقدماً الاقتطاع من وقتكم الثمين لملء البيانات المطلوبة، فإنه يأمل منكم قراءة أسئلة الاستبيان بدقة وعناية، والحرص على الإجابة عليها بصدق وموضوعية، ويعدكم بأن البيانات والآراء التي تدلون بها سوف تتال الاهتمام الكامل، وستعامل بسرية تامة ولن تستخدم إلا في أغراض البحث العلمي فقط.

الباحث



### مفاتيح ملء الاستبيان: (رجاء قراءتها بعناية قبل البدء في ملء الاستبيان)

1. تعريف الجريمة: الجرائم كما هو معلوم محددة نصياً في القانون، إلا أن الباحث يقصد بالجريمة هنا كافة أشكال الضرر والأذى الذي يعتبرها الإنسان جريمة من وجهة نظره، وبخلاف من حدوثها له أو لأسرته.
2. الاختيار (لا، نعم): عند الاختيار (لا) فإن هذا يعني عدم الحدث إطلاقاً، والاختيار (نعم) يعني الحدث الفعلي ولو لمرة واحدة.

### أولاً: البيانات الديموغرافية

#### أ- البيانات الخاصة بالطالب

1. النوع: 1- أنثى [ ] 2- ذكر [ ]
2. العمر بالسنوات: ----- سنة.
3. كم سنة مضت وأنت ملتحق بالدراسة الجامعية: ----- سنة
4. السنة الدراسية (الفرقة):

1	2	3	4	5
الأولى	الثانية	الثالثة	الرابعة	الخامسة

#### 5. تقديرك في العام الماضي:

1	2	3	4	5
أقل من مقبول	مقبول	جيد	جيد جداً	ممتاز

6. مستوى حالتك الصحية: 1- غير مستقرة [ ] 2- متوسطة [ ] 3- ممتازة [ ]

#### 7. أبرز الأنشطة أو الأعمال التي تمارسها أثناء الدراسة (يمكن اختيار أكثر من إجابة)

1. الدراسة مع مساعدة الأسرة في بعض الأنشطة التي تمارسها.	[ ]
2. الدراسة مع الاهتمام بالإطلاع على الصحف والمجلات والإنترنت.	[ ]
3. الدراسة ومشاهدة التلفزيون بصورة أساسية.	[ ]

4. الدراسة والعمل لدى الغير.	[ ]
5. الدراسة مع المشاركة الفعالة في الفعاليات الاجتماعية.	[ ]
6. أخرى (حدد):	-----

8. ترتيبك بين أخوتك: 1- الأصغر [ ] 2- الأوسط [ ] 3- الأكبر [ ]
9. مصروفك الشخصي: 1- غير كاف [ ] 2- كاف إلى حد ما [ ] 3- كاف [ ]
10. عدد أصدقائك: 1- لا يوجد [ ] 2- قليل [ ] 3- كثير [ ]
11. هل أنت مدخن؟ 1- لا [ ] 2- نعم [ ]
12. هل سبق أن تعرضت لأي نوع من الجرائم خلال آخر (12) شهراً؟  
1- لا [ ] 2- نعم [ ]
13. هل سبق أن تعرضت لأي نوع من الجرائم خلال آخر (24) شهراً الماضية؟  
1- لا [ ] 2- نعم [ ]

#### ب- البيانات الخاصة بأسرة الطالب:

1. عمر الوالد بالسنوات: ----- سنة تقريباً. (الوالد متوفى منذ: ---- سنة)
2. طبيعة العائلة التي تنتمي إليها: 1- عائلة بسيطة [ ] 2- عائلة كبيرة ومعروفة [ ]
3. إذا كان الوالد متوفى، فمن هو ولي الأمر: -----
4. عدد الأخوة الذكور (بمن فيهم الطالب الذكر): ----- إخوة.
5. عدد الأخوات الإناث (بمن فيهم الطالبة الأنثى): ----- أخوات.
6. عدد المقيمين في منزلكم غير الوالدين والإخوة والأخوات (الجد، الجدة، .. الخ): --
7. كم عمر الأخ الأكبر أو الأخت الكبرى بالأسرة؟ ----- سنة.
8. عدد الإخوة الذكور الذين يعيشون معك في نفس المنزل: ----- إخوة.
9. عدد الأخوات الإناث اللاتي يعشن معك في نفس المنزل: ----- أخوات.
10. مقدار الدخل الشهري للأسرة بالكامل: ----- جنيه.
11. المستوى الاقتصادي للأسرة: 1- متدنٍ [ ] 2- متوسط [ ] 3- جيد [ ]

12. جهة عمل الوالد: -----
13. طبيعة وظيفة أو مهنة الوالد: -----
14. عمل الوالدة: 1- ربة منزل [ ] 2- موظفة في: -----
15. طبيعة المنزل الذي نعيش فيه: 1- منزل ريفي [ ] 2- فيلا [ ] 3- شقة [ ]
16. عدد غرف المنزل الذي تعيش فيه الأسرة: ----- غرف.
17. المنزل الذي نعيش فيه: 1- ملك [ ] 2- إيجار قديم [ ] 3- إيجار جديد [ ]
- ج- البيانات الخاصة ببيئة الطالب:
1. المحافظة التي نشأت فيها مع أسرتك: -----
2. طبيعة منطقة محل الإقامة الدائم للأسرة:

6	5	4	3	2	1
أخرى (حدد): -----	المدينة الرئيسية بالمحافظة	مدينة بها مركز شرطة	قرية بها نقطة شرطة	قرية ليس بها نقطة شرطة	منطقة ريفية (عزبة)

3. إذا كانت الأسرة تقيم في مدينة، فما طبيعة الحي الذي تقيم فيه:
- 1- حي قديم [ ] 2- حي جديد [ ] 3- حي راقى [ ]
4. المسافة بين مكان إقامة الأسرة وأقرب مركز للشرطة:
- 1- قصيرة [ ] 2- متوسطة [ ] 3- بعيدة [ ]
5. مكان إقامتك أثناء الدراسة الجامعية:

5	4	3	2	1
أخرى: ----	أسكن مع أسرتي في مقرها الأصلي	أسكن بدون أسرتي بمنطقة الجامعة	أسكن مع أسرتي بمنطقة الجامعة	المدينة الجامعية

6. الحي الذي تسكن فيه أثناء الدراسة الجامعية: 1- قديم [ ] 2- جديد [ ] 3- راق [ ]

7. إذا سبق أن قضيت فترة من حياتك بالخارج؟ 1- لا [ ] 2- نعم [ ]
8. إذا كانت الإجابة بنعم، فكم هي هذه الفترة: ----- سنة.
9. هل سبق أن تعرض قريب أو صديق لكلاي نوع من الجرائم خلال آخر (12) شهراً؟
- 1- لا [ ] 2- نعم [ ]

### ثانياً: البيانات الموضوعية

1. ما مستوى خوفك من أن تكون ضحية للجرائم التالية؟

الجرائم	غير خائف	خائف إلى حد ما	خائف
1. النشل المسلح (السرقعة بالإكراه).			
2. الاعتداء على الجسم (الضرب، الإهانة).			
3. المضايقة بأي صورة (السب، المعاكسة، المتسولين).			
4. القتل (سواء الخطأ أو العمد).			
5. السطو في حضورك (سرقعة منزلك في وجودك).			
6. السطو في غيابك (سرقعة منزلك في غيابك).			
7. المشاغبة والبلطجة بكل صورها.			
8. التعرض لحادث مروري خطير.			
9. التحرش بأي صورة.			
10. الاعتداء على الممتلكات (المواشي، السيارة، الأرض).			
11. التعدي الإلكتروني على جهاز الكمبيوتر الخاص بك.			

			12. التعدي من خلال الهاتف (التصنت، المضايقة).
--	--	--	---

2. هل تخاف أن تسير في الليل في منطقة بعيدة عن منطقة سكنك؟

5	4	3	2	1
أخاف كثيراً	أخاف	لا أستطيع التحديد	لا أخاف	لا أخاف أبداً

3. حدد احتمالية تعرضك لأي من هذه الجرائم خلال العام القادم:

عالية	متوسطة	منعدمة	الجرائم
			1. التعدي عليك شخصياً.
			2. التعدي على ممتلكاتك الشخصية.
			3. التعدي على الممتلكات الخاصة بالأسرة.
			4. التعدي الإلكتروني من خلال شبكة الإنترنت.
			5. التعدي على أسرارك الشخصية.

مع خالص الشكر والتقدير

الباحث،،،

### البيانات الخاصة بالمحافظات والجامعات والكليات/ المعاهد

م	المتغير	عوامل المتغير والكود
1.	المحافظة	1- الدقهلية [ ] 2- دمياط [ ] 3- بورسعيد [ ]
2.	الجامعة أو المعهد	-----
3.	تصنيف الجامعة	1- خاصة [ ] 2- حكومية [ ]
4.	تاريخ إنشائها	1- حديث [ ] 2- عريق [ ]
5.	أسم الكلية أو المعهد	-----
6.	طبيعة الطلبة بالكلية	1- طلبة فقط [ ] 2- طالبات فقط [ ] 3- طلبة وطالبات [ ]
7.	طبيعة الدراسة بالكلية	1- نظرية [ ] 2- عملية [ ]
8.	كثافة الطلبة بالكلية	1- كثافة متدنية [ ] 2- كثافة متوسطة [ ] 3- كثافة عالية [ ]
9.	موقع الكلية	1- داخل نطاق الجامعة [ ] 2- خارج نطاق الجامعة [ ]
10.	حجم الكلية	1- أقل من مباني كلية تجارة المنصورة [ ] 2- مثل من مباني كلية تجارة المنصورة [ ] 3- أكبر من مباني كلية تجارة المنصورة [ ]
11.	المدينة	-----
12.	طبيعة المدينة التي بها الكلية أو المعهد	1- حضرية إلى حد ما [ ] 2- حضرية [ ]
13.	طبيعة مكان الكلية أو المعهد	1- منطقة غير مزدحمة [ ] 2- منطقة متوسطة الازدحام [ ] 3- منطقة عالية الازدحام [ ]